



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

사회복지학 석사학위논문

부부의 소득연관성과
소득불평등 관계에 관한 연구

2015년 8월

서울대학교 대학원

사회복지학과

이 선 화

부부의 소득연관성과 소득불평등 관계에 관한 연구

지도교수 홍 백 의

이 논문을 사회복지학 석사학위논문으로 제출함

2015년 5월

서울대학교 대학원
사회복지학과
이 선 화

이선화의 석사학위논문을 인준함
2015년 6월

위 원 장 _____ (인)

부위원장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

국문초록

부부의 소득연관성과 소득불평등 관계에 관한 연구

서울대학교 대학원

사회복지학과

이 선 화

본 연구는 한국에서 1990년부터 2014년까지 25년간 부부의 근로소득 변화가 소득 불평등에 미친 영향을 알아보는 것을 목적으로 한다. 경제 침체가 장기화되고 결혼이 경제적인 안정을 위한 남성과 여성의 합리적인 판단을 반영한다고 가정할 경우 경제적 능력은 배우자 선택에 중요한 고려 요소로 자리잡는다. 이 때 고소득 남성과 여성이 결혼을 통해 가구를 형성하고 저소득 남성과 여성이 가구를 형성하는 '끼리끼리' 경향이 강화될수록 가구 소득 불평등은 악화될 것으로 예상할 수 있다.

먼저 기존 연구에서 부부의 소득 연관성이 불평등에 미치는 효과를 파악하는데 사용한 방법론의 한계를 지적하고, 이 문제를 보완하기 위해 부부의 소득연관성을 구성하는 요인을 세 가지로 분해하였다. 구체적으로 부부의 소득연관성에 영향을 미치는 요소를 1) 남편과 아내의 소득 수준 수렴도 증가, 2) 남편의 소득과 아내의 노동 시장 참여 사이의 부적(-) 관계 약화, 3) 맞벌이 부부 비율의 증가 세 가지로 구분한 후, 각각의 요소가 불평등도에 어떠한 영향을 미치는지

알아보았다. 통계청에서 발표하는 가계동향조사 연간 자료를 이용하여 도시에 거주하는 유배우자 가구를 대상으로 하였으며 로그선형모형을 이용해 각 요소의 기여를 반사실적 기법으로 분석하였다.

분석 결과 맞벌이 부부의 소득 연관성이 불평등도 계산 방식에 따라 작게는 1.67%, 크게는 14.21%의 불평등 변화를 설명하고 있는 것으로 나타났다. 부부의 소득이 유사해지는 정도가 불평등도를 소폭 악화시켰으나 남편의 소득과 아내의 노동 시장 참여 여부 사이에 부적인 관계가 여전히 강하게 존재해 이 요인이 불평등도를 완화시키는 방향으로 작용하였다. 부부의 소득연관성으로 인한 불평등 문제가 현재까지는 두드러지게 나타나고 있지 않고 있으나 맞벌이 가구의 증가와 더불어 불안정한 경제 상황과 배우자 선택 가치관의 변화는 앞으로 이 문제가 주요하게 부상할 수 있는 가능성을 시사한다. 예를 들어, 1990년대 말 외환위기의 여파로 고소득 및 중간소득 남편의 아내들이 노동시장에 대거 진출하여 가구의 불평등도가 악화되었다. 외부 경제 상황 및 노동 시장 환경과 같은 복합적인 요소를 고려하여 부부의 소득연관성이 불평등에 미치는 효과를 장기적인 관점에서 지속적으로 관심을 갖고 관찰할 필요가 있을 것으로 판단된다.

주요어 : 동질혼, 소득불평등, 여성노동시장참여

학 번 : 2011-20139

목 차

제 1 장 서론 및 연구주제	1
제 2 장 이론적 배경	4
제 1 절 부부의 소득연관성 관련 이론	4
1. Becker의 분업화와 교환이론	4
2. Oppenheimer의 경력진입 이론	5
제 2 절 선행 연구	7
1. 소득불평등 주요 결정 요인	7
2. 여성 배우자의 노동 참여	10
3. 부부의 소득연관성 분석 방법 고찰	12
제 3 장 연구 방법	16
제 1 절 자료 및 분석대상	16
제 2 절 변수 측정	18
제 3 절 분석 방법	19
1. 로그선형모형에 대한 기초 설명	19
2. 분석의 논리적 단계	29
제 4 장 분석 결과	38
제 1 절 기술통계 분석결과	38
1. 전체 소득 불평등 변화	38
2. 남편과 아내의 소득 상관관계	48
3. 남편 소득에 따른 아내의 경제활동 참가	54
4. 맞벌이 부부 비율 증가에 따른 구성효과	57
제 2 절 로그선형모형 분석결과	59

제 5 장 결론 및 함의.....	71
참고문헌	73
Abstract	78

표 목차

[표 3-1] 특정 연도의 배우자 소득 분할표 예시.....	30
[표 3-2] 남편의 소득 효과를 고려하기 위한 분할표 구분	34
[표 4-1] 남편과 아내 소득의 연관성으로 구성한 여러 가지 로그선형 모형.....	60
[표 4-2] 부부 소득연관성이 소득 불평등에 미친 영향을 요소별로 분해하는 로그선형모형.....	64
[표 4-3] 부부의 소득연관성 요소 분해를 통해 분석한 가구소득 불평 등 변화.....	66

그림 목차

[그림 4-1] 가구 근로소득 불평등 변화.....	38
[그림 4-2] 남편, 아내, 부부 집단의 불평등도 변화	43
[그림 4-3] 남편소득 분위별 근로소득 변화	45
[그림 4-4] 맞벌이 가구와 전체 가구의 남편과 아내 소득 상관관계 변화.....	48
[그림 4-5] 남편 소득에 따른 맞벌이 부부 아내의 소득 변화	50
[그림 4-6] 남편 소득에 따른 맞벌이 부부 아내의 근로소득값.....	52
[그림 4-7] 남편 소득 분위에 따른 아내의 경제활동참가비율	55
[그림 4-8] 맞벌이 가구 비율 변화.....	57

I. 서론 및 연구주제

한국은 1960년대부터 본격적으로 시작된 경제개발 계획에 따라 1990년대 중반까지 급속도로 경제 성장을 이루었지만, 1997년 외환위기를 기점으로 구조조정, 비정규직 급증, 중산층 붕괴 등의 문제를 겪으며 우리사회에서 불평등 문제가 가시화되었다. 1990-1995년 동안 0.258 수준에 머물렀던 지니 계수는 외환위기의 충격이 한국을 강타한 2년 후인 1999년에는 0.298로 상승하였고, 2010년에는 그 수치가 0.315에 달했다. 이 시기를 전환점으로 한국은 1990년부터 2010년까지 아시아 28개국 중 지니 계수의 악화 속도가 5번째로 빠른 국가로 나타났다(Asia Development Bank Institute, 2014). 소득 하위 10분위 대비 상위 10분위 점유율 역시 1990년 3.30에서 2010년에는 4.90까지 높아지는 등 한국에서 소득 불평등은 심각한 사회 문제로 대두되었다.

소득 불평등은 노동시장에서 나타나는 공급 측 변화, 제조업 분야의 축소 및 세계화와 같은 수요 측 요인의 변화, 재분배를 위한 공공 정책, 노동의 불안정성 등 다양한 요인에 의해 발생하는 것으로 알려져 있는데, 이러한 거시적 요인과 더불어 최근에는 노인 인구의 가파른 증가, 기혼 여성의 노동 참여 확대, 단독 배우자 가구 및 이혼율의 상승과 같은 인구사회학적 변화가 불평등에 미치는 영향이 주목을 받고 있다(Iceland, 2003; McLanahan and Percheski, 2008; Karoly and Burtless, 1995).

본 연구에서는 그러한 인구사회학적 변화 중 남편과 여성 배우자의 소득 연관성(association)이 소득불평등에 미치는 영향을 알아보고자 한다. 배우자 소득의 상호의존성은 두 가지 과정을 통해 발생할 수 있는데 첫째로, 소득 수준이 비슷한 남성과 여성이 결혼을 하는 소득 동질혼 경향이 나타난다면 배우자 간 소득 수준이 점차 수렴해 나간다. 다음으로, 결혼 이후에 남편과 아내가 가사와 시장 노동에 투입하는 시간을 배분하는 과정에서 배우자의 소득 수준이 상호 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어, 저소득 남편의 아내는

경제적인 필요에 의해 노동 활동을 지속해야 하는 반면 고소득 남편을 둔 아내는 시장 경제 활동 대신 가사 활동에 전념하는 결정을 내릴 수 있다(Treas, 1987). 이처럼 부부의 노동 시장 참여 및 소득 수준은 상호 영향을 주고 받는다.

외국의 선행 연구 결과에 따르면 남편과 아내의 소득 상관관계가 소득불평등에 미치는 영향은 분석 방법과 대상 및 시기에 따라 17%에서 51%까지 보고되고 있으며(Burtless, 1999; Cancian and Reed, 1999; Treas, 1987, Hyslop, 2011; Blackburn and Bloom, 1995) 국내에서도 남성 배우자, 여성 배우자, 그리고 이 둘의 소득 수준 관련 정도가 소득불평등에 미치는 효과는 다수의 연구에 의해 밝혀졌다(김수정, 2014; 김영미 외, 2008; 이철희, 2008; 장지연 외, 2014; 구인회 외, 2007). 하지만 대다수의 연구에서는 남편 혹은 아내의 소득이 불평등도에 미치는 효과에 주목하면서, 남편과 아내 소득의 연관성 자체에 초점을 맞추지는 않은 것으로 보인다(Schwartz, 2010). 또한 부부의 소득 관계는 주로 단순 상관계수로 측정되었는데, 이 방법은 부부의 소득 상관 이외에도 다양한 요소가 전체 가구 소득 불평등도에 미치는 영향을 포괄적으로 파악할 수 있도록 하는 장점을 가지지만, 동시에 부부 소득연관성에 대해서는 풍부한 정보를 담지 못하는 한계를 지닌다. 예를 들어, 부부 소득의 상관계수가 0.1 에서 0.2 만큼 증가한 경우 이 변화는 단순히 맞벌이 부부의 소득이 유사한 정도가 높아졌기 때문에 발생할 수 있는 반면, 동시에 고소득 남편을 둔 여성이 일을 하지 않는 경향이 강했던 과거와 달리 이들이 노동 시장 참여율이 높아졌기 때문에 나타날 수도 있다. 더불어 단순히 맞벌이 가구의 비중이 늘어남으로 인해 상관계수가 부수적으로 증가한 효과 역시 이 상관계수 안에 포함되어 있기 때문에 상관계수 만으로는 부부소득 연관성을 구성하는 위와 같은 다양한 요인 중 어떠한 변화로 불평등이 증가 혹은 감소하였는지 확정하기 어렵다.

Schwartz(2010)는 이러한 한계를 극복하기 위해 로그선형 모형을 이용하여, 부부의 소득연관성을 구성하는 요인을 세 가지로 분해하고, 이 소득연관성이 가구소득불평등에 미치는 영향을 분석하는 시도를 하였다.

구체적으로 그녀는 부부의 소득연관성에 영향을 미치는 요소를 1) 남편과 아내의 소득 수준 수렴도 증가, 2) 남편의 소득과 아내의 노동 시장 참여 사이의 부적(-) 관계 약화, 3) 맞벌이 부부 비율의 증가 세 가지로 구분한 후, 부부의 소득연관성이 변하지 않았다고 가정했을 때 불평등 정도는 어떻게 달라졌을지 분석하였다. 부부의 소득 연관성은 여성의 근로 소득이 불평등 변화에 미치는 효과에 비해 기존 연구에서 관심을 비교적 적게 받았던 반면, 그녀의 연구는 ‘끼리끼리’ 결혼을 하는 동질혼의 부상 및 기혼 여성의 노동 시장 참여 증가로 인한 부부 소득의 수렴 정도가 과연 불평등에 어떠한 영향을 미치는지 밝히는 기여를 하였다.

본 연구는 Schwartz(2010)의 분석 방법을 이용하여, 1990 년부터 2014 년까지 한국에서 부부의 소득연관성 변화가 소득불평등에 미친 영향을 알아보는 것을 목표로 한다. 남성 배우자 및 여성 배우자의 소득 분배 변화가 가구 소득 불평등에 미치는 영향은 국내에서도 충분히 선행 연구로 진행되었기 때문에 본 연구에서는 부부의 소득 연관성에만 집중하여 한국 사회의 부부 소득 관계가 지난 25 년 간 어떻게 변화하였는지 파악하고 이것이 가구 소득 불평등을 얼마나 설명할 수 있는지 분석한다.

한국은 사회경제적 배경이 유사한 개인들끼리 결혼을 하는 동질혼 성향이 매우 높은 곳으로 알려져 있으며 고소득 남편을 둔 아내의 경제활동 참여율이 다른 선진 국가에 비해 낮다는 특성을 가지고 있다. 과거에는 의사 혹은 변호사 남편과 전업 주부로 구성된 가구를 보편적으로 찾아볼 수 있었던 반면, 최근에는 의사, 법조인, 교수 등 전문직종 내부에서 ‘끼리끼리’ 결혼을 하는 경향이 두드러지게 관찰되며 여성 배우자의 경제적 능력이 중요한 배우자의 요건으로 꼽히고 있다는 점은 한국에서도 소득 동질혼으로 인한 불평등이 나타날 수 있음을 시사한다. 본 연구는 이러한 부부의 소득연관성과 가구 소득 불평등의 관계를 심층적으로 파악하는 것을 목표로 한다.

II. 이론적 배경

제 1 절 부부의 소득연관성 관련 이론

1. Becker의 분업화와 교환 이론

남편과 아내의 경제적 소득 관계를 설명하는 이론적 근거는 경제학자 Becker (1974)의 분업화와 교환 이론을 통해 본격적으로 마련되었다. Becker는 배우자 선택 과정 및 가정 내에서 일어나는 가사 배분, 출산 결정, 양육 행동 등을 이해하기 위한 연구를 활발히 하였는데, 그는 특히 결혼을 남성과 여성이 미래의 배우자로부터 기대하는 상호 보완적인 역할을 극대화하는 과정으로 이해하였다. 그의 이론은 남녀의 성 역할이 뚜렷하게 구분된 사회를 전제로 하고 있는데 전통적 성 역할이 강조되는 사회에서 가구의 생계부양자는 남성이고 가사노동은 여성의 몫이기 때문에 남성은 결혼을 통해서 가사와 양육에 전념할 수 있는 배우자를 원하고 여성은 안정적으로 가사를 꾸려나가기 위해서 노동시장에서 지위가 높은 배우자를 선호하게 된다. 남편과 아내가 각자 경쟁 우위가 있는 시장 경제 활동과 가사 활동을 분업해서 맡을 때 가구의 효용이 극대화될 수 있으며, 결혼은 이렇게 남녀 배우자가 서로의 역할과 효용을 교환하는 매개의 장으로 존재한다.

분업화와 교환 이론에 따르면, 남성과 여성의 소득 수준은 음의 관계를 가질 가능성이 높다. 남성에게는 경제적 능력이 다른 기준보다 중요한 배우자의 자질이지만, 여성은 시장 노동 능력과 가사 노동 능력이 직접적인 상관을 맺고 있지 않다. 오히려 상대 우위를 갖는 활동에 전념하기 위해 고소득 남편의 여성 배우자는 노동 시장에 참여할 확률이 적다. 같은 논리로, 남편과 아내의 교육 수준 역시 상이하게 나타날 가능성이 높다. 교육 수준이 노동 시장에서 성공을 보장하는 강력한 변수라면, 여성은 오랜 교육을 받은 남성을 배우자로 선호하지만 여성의 경우 고등교육을 이수했을 때, 가사 노동보다 노동 시장에서의 경쟁력이 높아지기 때문에 남성은 고학력 여성을

선호하지 않을 것이라고 추론할 수 있다. 한편, 고급 교육을 받은 여성은 가사 노동에서도 더 높은 생산성을 보일 것이기 때문에, 가사와 양육을 책임질 수 있는 여성 배우자를 원하는 남성도 높은 교육을 받은 여성을 더 선호할 수 있다는 반대의 논리 역시 가능하다. 선행 연구 결과에 따르면 60년대 후반까지 미국에서는 남편과 아내 사이의 교육 및 소득 수준이 상이하게 나타난 반면, 70년대 이후부터는 남편과 아내의 경제사회적 특성이 본격적으로 수렴하는 현상이 나타난 것으로 보고된다(Kalmijn, 1991; Sweeney, 2002).

2. Oppenheimer의 경력진입 이론

반면에 Oppenheimer(1994, 1997)는 Becker의 이론이 성 역할 구분이 뚜렷했던 사회에서는 유효할 수 있어도, 여성의 경제활동 비율이 과거 그 어느 때보다 높아지며 전통적 성 역할 구분이 점차 벌어지고 있는 사회에서는 설득력을 가지기 어렵다고 주장하였다. Becker가 결혼을 배우자끼리 상이한 기대역할을 ‘교환(trading)’하는 제도로 분석하였던 반면 Oppenheimer는 결혼을 남녀가 공동의 목표를 위해 ‘협력(collaboration)’하는 과정으로 이해하였다.

이러한 이론의 배경에는 여성의 노동 참여 비율이 급격하게 늘어난 사회적 변화가 자리잡고 있다. 예로, Goldin(2006)은 1970년대 말부터 현재까지의 미국을 ‘조용한 혁명(Quiet Revolution)’의 시기라 명명하며, 앞선 시기에 나타난 여성의 노동 참여 비율 증가, 교육 수준 향상, 직업 종류의 변화를 바탕으로 결혼과 경제 활동이 갖는 의미가 여성들 사이에서 어떻게 달라졌는지 조명하였다. 이 시기에 여성은 교육을 결혼을 하기 위한 수단이 아닌 자신의 커리어 개발을 위한 ‘투자’의 관점에서 인식하기 시작했으며, 80년대 초반에 이르러서는 남성과 여성이 ‘타인으로부터의 인정’, ‘가족’에 두는 무게가 수렴하였다. 그리고 여성이 더 이상 남편의 소득

혹은 노동 시장의 가격에 따라 자신의 노동 여부를 결정하는 것이 아니라 자신이 사회에서 지니고 있는 정체성을 바탕으로 노동 여부를 결정하게 되었다고 그녀는 분석하였다. 여성 역시 노동 시장에서 이탈할 때, 실직한 남성들이 느끼는 사회적인 박탈감, 위신(prestige)의 상실, 정체성 훼손(identity loss)을 경험하기 때문에 남편의 소득이 가구를 부양하는데 충분하더라도 여성 배우자는 여전히 노동 활동을 지속하기를 선호할 수 있다. 이러한 변화는 모두 남편과 아내의 소득 수준이 수렴하는데 기여한다.

Oppenheimer 는 이러한 변화를 ‘경력진입 이론’이라는 이름으로 설명하였는데 이 이론에 따르면, 남성과 여성이 추구하는 가치 및 성취 목표가 수렴해 나가면 결혼을 할 때에도 공동의 목표를 위해 협력할 수 있는 상대를 찾게 될 것이라 예측가능하다. 이는 Becker 가 남성 및 여성 배우자 선호 기준이 상이하게 나타날 것이라 주장한 것과 상반된다. 실제로 Buss 외(2001)는 결혼 배우자를 고를 때 남성과 여성이 중요하게 보는 특성이 1939 년부터 1996 년까지 어떻게 변화해 왔는지 연구한 결과, 두 집단 사이에서 가치가 수렴하고 있다고 보고하였다. 구체적으로, 남성과 여성 모두 육체적 매력(physical attractiveness)을 점차 더 우선시하고 있으며, 남성 집단에서 여성의 경제적 능력을 중요하게 보는 이들이 늘어났다. 특히 경제적 자원에 대한 남녀의 우선순위가 수렴하게 된 것은, 여성이 남성에 대한 경제적 기대를 낮추었기 때문이 아니라, 남성이 여성에 대한 경제적 기대를 높인 데서 기인하였다. 또한 남성이 여성 파트너로부터 ‘훌륭한 요리 실력과 가사 능력’에 두는 무게가 현격하게 줄어든 대신, 남성이 가족(family)에 대해 두는 가치의 비중은 상대적으로 높아졌다. Sweeney(2002) 역시 남성과 여성이 결혼 과정에서 경제적 능력을 고려하는 비중이 수렴하고 있음을 확인하였다.

이러한 변화는 서로 비슷한 가치관, 경제적 자원, 교육 수준을 가지고 있는 개인들끼리 결합하여 가구를 형성하는 동질혼이 증가할 수 있음을 시사하며, 결혼 이후에도 여성의 경제 활동이 남편 소득 이외의 요인에 의해서도 충분히 영향을 받을 수 있음을 가리킨다. 실제로 미국의 경우 1960 년대 후반을

기점으로 배우자의 소득의 상관관계 부호가 음에서 양으로 변화하였는데, 이 변화는 중위 및 고위 소득 남편의 여성 배우자 집단에서 노동 시장 참여가 급격하게 증가하면서 나타났다(Juhn and Murphy, 1996).

한국은 학력 동질혼이 매우 강하게 나타나는 국가로 알려져 있지만(Smits et al, 1998), 상대적으로 소득 동질혼의 경향에 대해서는 충분한 연구가 이루어지지 않은 것으로 판단된다. 다만 1998년부터 2012년까지 소득 1분위 남편의 아내 집단 중 고용율이 54.5%에서 71.2%로 증가하였으며, 같은 시기 소득 5분위 남편의 아내 집단에서는 고용율이 25.4%에서 37%로 증가하였다는 사실을 통해(김수정, 2014) 여전히 저소득 남편을 둔 아내의 노동 활동이 고소득 남편을 둔 아내보다 활발하지만 기혼 여성의 경제 활동이 점차 확산되는 과정에서 남편과 아내의 소득이 점차 수렴해나가는 변화가 나타날 것이라 예상할 수 있다. 그리고 이는 비슷한 소득 수준의 개인으로 구성된 가구의 비중을 높여 사회 전체의 가구 소득불평등 양상에도 변화를 가져온다.

제 2 절 선행연구

1. 소득 불평등 주요 결정 요인

소득의 범위를 어디까지 포함시키느냐에 따라 각기 상이한 요인이 소득불평등에 영향을 미친다. 가장 기본이 되는 개인단위의 임금소득 불평등에는 노동시장의 임금 분산이 주요 영향 요인으로 작용하는 반면 개인의 소득 범위를 임금을 포함한 자영업 소득으로까지 넓힐 때 근로소득 불평등은 자영업 비중 및 자영업소득 불평등 요인으로부터 직접적인 영향을 받는다. 또한 가구단위 근로소득 불평등은 개인 근로자의 임금 분배 정도뿐만 아니라 가구별 노동 공급 요인이 유의미한 역할을 한다. 불평등을 시장소득 불평등으로 볼 경우, 근로소득뿐만 아니라 자산소득 요인을 고려하여야 하고,

가구 단위 가처분소득 불평등이 어떠한 모습인지 알기 위해서는 공적소득 이전효과와 조세의 재분배효과를 고려해야 한다(장지연 외, 2013). 본 연구에서는 배우자의 근로 소득으로 분석한 가구의 소득불평등을 주 연구대상으로 한정하고 관련한 선행 연구를 간략히 살펴보도록 한다.

정진호(2001)는 경상 소득을 기준으로 소득 원천 별로 전체 소득불평등도에 미치는 영향을 조사하여, 근로소득 격차가 87.2%로 전체 소득 불평등에 압도적 영향을 미치고 있다고 밝혔다. 근로소득 중 63%가 가구주, 14.7%가 배우자의 몫에 해당한다는 점에서 일반적으로 남성 가구주가 지배적인 한국에서 남성의 임금 시장 불평등이 가구소득 불평등에 결정적 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 반면, 1990년대 후반 OECD 국가와 한국의 소득분배변화를 비교한 남상섭 외(2005)는 한국에서 불평등이 급속도로 악화된 이 시기에 근로소득 불평등보다 사업 및 재산소득 불평등이 주요하게 작용했다는 상반된 주장을 하기도 하였다. 하지만 근로소득이 비근로소득에 비해 가구 소득에서 차지하는 비중을 고려한다면, 여전히 근로소득 편차가 가구소득 불평등에 주요한 기여를 하고 있다고 판단된다.

여유진·김태완(2006)은 외환위기 전후의 한국 불평등 실태를 소득원천별, 학력별, 그리고 연령별로 나누어 분석하여 불평등 악화에 가장 중요한 기여를 한 요인은 임금 소득이라고 밝혔다. 이철희(2008)는 1996년과 2000년 사이 가구소득 불평등도 증가에 영향을 미친 요인을 분석하며, 외환위기 이후 가구소득불평등 변화는 가구주 임금불평등 확대로 약 70% 설명할 수 있다고 보였다. 구인화·임세희(2007)는 1992년과 2002년 사이 소득불평등도 증가분 중 53-85%가 남성 근로소득 분배 악화로 발생하였다고 보고하였고, 임금 시장의 불평등을 보다 자세히 분석한 이병희(2007)는 최근 나타나는 소득불평등은 하위 소득의 노동시장 참여율이 하락함과 동시에 상위 가구에서 근로 소득이 증가하기 때문에 나타난다고 설명하였다.

이철희(2008)는 가구소득 불평등이 취업, 근로 시간, 취업구조와 같은 노동 공급에 의해 영향을 받으며 두 번째로, 가구 단위에서 노동 시장 참여 및 근로 시간을 결정하는 데 따라 달라지고 세 번째로 편부모 가정, 이혼

가정 등 빈곤 위험이 높은 가구 형태의 증가에 의해 결정된다고 보았다. 특히 미국과 북유럽에서는 전통적인 결혼을 전제로 한 가족이 해체되고 싱글맘 가정, 동거, 동성혼이 부상하면서 가족 구조의 변화가 소득 분배 연구에서 중요한 조명을 받고 있는데(Gottschalk and Danziger, 2005) 한국에서는 서양에 비해 가정에 대한 전통적 가치가 강하게 남아 있어 이러한 가족 구성 변화가 소득 분배에 미치는 영향은 미미한 것으로 보고되었다(구인회 외, 2007).

이처럼 다수의 선행 연구에서 가구주 근로소득의 불평등이 가구단위 불평등에 절대적 기여를 한다고 밝힌 반면, Hyslop(2001)는 개인 단위의 임금 불평등이 바로 가구 소득 불평등으로 이어지는 것은 아니라고 강조하며, 가구 구성원의 임금 가격 및 노동 공급 시간 변화에 따른 가구원들의 행동 변화에 주목하였다. 구체적으로 가구 내 구성원의 시간 당 임금 변화에 따라 전체 가구의 노동 공급 시간을 조정하는 행동 변화 역시 개인의 임금 분배가 가구 소득 불평등으로 이어지는 과정에서 가교 역할을 한다. 일반적으로 남편과 아내의 임금이 양의 방향으로 관계를 맺고 있다면, 개인 임금 상승은 가구 소득 불평등을 심화시킨다. 따라서 남편의 시간 당 임금이 상승할 때 아내가 노동 시간을 늘리기로 결정한다면, 이러한 양의 상관 관계는 가구 소득 불평등을 심화시키는 방향으로 작용한다. 하지만 반대로 임금 가격 상승에 따라 다른 배우자의 노동 공급 시간이 줄어드는 소득 효과가 우세하다면 불평등 정도는 줄어들게 된다. 이처럼 임금 가격에 따른 가족 구성원의 행동이 어떤 방향으로 우세하게 나타나는가에 따라 가구소득 불평등이 상이하게 나타날 수 있다.

소득불평등 연구가 초창기에 거시경제적 원인이나 노동시장 원인에 집중하였던 반면 점차 고령화 및 여성배우자의 노동참여가 소득 불평등에 미치는 영향이 주목을 받으면서 (박상우 외, 2013) 주요하게 떠오른 또 다른 결정 요인은 바로 여성 배우자의 근로소득이다. 다음 절에서는 여성 배우자의 근로 소득이 가구 소득 불평등에 미치는 영향에 대한 선행 연구를 보다 집중적으로 다루도록 한다.

2. 여성 배우자의 노동 참여

이전에 뚜렷하게 존재했던 남성과 여성의 교육 격차가 줄어들고 가사와 육아를 담당했던 여성의 전통적 성 역할을 둘러싼 사회적인 관념이 변화하기 시작하면서, 서구 사회에서는 여성의 노동 시장 참여율이 동시에 뚜렷하게 높아졌다. 따라서 여성이 노동 시장으로 대거 유입되면서 가구 소득에서 절대적 비중을 차지하고 있던 남성 가구주의 소득 분포뿐만 아니라 여성의 소득 분포 역시 전체 가구 소득 불평등을 설명하는 주요한 요인으로 부각되었다.

선행 연구에서 남성 가구주의 임금이 소득 불평등도에 미치는 영향은 대체적으로 증명된 반면, 여성의 노동 시장 참여가 미치는 영향은 연구에 따라 상반된 결과를 제시하고 있다. 여성의 경제활동이 저소득 가구에서 활발하게 나타난다면 이는 고소득 가구와 저소득 가구의 합산 소득 격차를 줄여, 전체 가구소득 불평등은 개선될 수 있지만(Treas 1983; Lehrer and Nerlove, 1986; Cancian and Reed 1998) 여성의 노동 활동이 고소득 집단에서 더 뚜렷하게 나타난다면 가구 소득 분배는 더욱 불평등한 방향으로 움직일 수 있으므로(Esping-Andersen, 2007; Hyslop, 2001; Schwartz and Mare, 2005) 여성 배우자의 경제활동으로 인한 가구소득 불평등 변화 방향은 일정하지 않다.

Reed & Cancian(2001)는 미국에서 1960 년대와 1990 년대까지 기혼 여성의 노동시장 참여가 대체로 가구소득 불평등을 완화시키는 평등화 효과(equalizing effect)를 낳았다고 밝혔다. 또한 Mincer (1974)는 저소득 남편을 가진 여성일수록 여성 배우자가 돈을 벌어야 하는 유인이 더 크기 때문에, 고소득 가구의 여성보다 저소득 가구의 여성 집단에서 경제 활동 참여 비율이 더 우세하게 나타난다고 보았다. 그리고 남성보다 여성 근로자 임금의 편차가 일반적으로 더 적게 나타나는데, 이 경우 남성 배우자의 소득 수준에 관계없이 여성들이 모두 같은 비율로 경제 활동에 참여한다고 가정하면, 여성 근로자의 기여분이 저소득 가구에서 상대적으로 더 크기

때문에 전체 가구 소득 분배는 개선되는 효과가 발생한다. 이러한 과정으로 여성 배우자의 노동 참여는 소득 분배를 완화시키는 평등화 작용을 한다.

하지만 반대로 여성의 노동 공급이 고소득층에서 우세하게 나타난다면 고소득 가구와 저소득 가구의 소득 격차가 더욱 벌어져 소득 불평등도가 악화될 수 있다. Esping-Andersen(2007)은 경제사회적 지위가 비슷한 개인들끼리 결혼을 하는 동질혼이 증가하고 남편의 소득과 여성의 경제활동 참여 사이에 존재하던 음의 상관관계가 약해지면서 1990년대 이후부터는 여성의 경제활동이 불평등을 오히려 악화시켰다고 보았다. Maxwell(1990) 역시 1947년부터 70년대 전까지 미국에서는 여성의 경제 활동이 불평등을 완화시켰지만, 70년대 이후부터는 중간소득계층 이상의 아내들이 노동시장에 대거 진출하였기 때문에 여성의 지속적인 경제활동 참여는 가구소득 불평등을 심화시킬 수 있음을 경고하였다.

국내에서는 구인화·임세희(2007)가 1992년과 2002년 사이 여성의 노동시장 참여가 남성 소득 격차로 인해 악화된 소득 불평등도를 미미하게나마 완충하는 역할을 하였다고 분석하였으며, 이철희 (2008)는 1996년과 2000년 사이 여성 배우자의 노동공급은 가구소득 불평등을 약 21% 상쇄시키는 요인으로 작용하였다고 평등화 효과를 확인하였다. 반면 김영미·신광영(2008)은 1998년부터 2005년까지의 데이터로 여성의 노동시장 양극화로 인해 여성의 경제활동이 가졌던 평등화 효과가 점차 감소하고 있으며 여성 배우자가 가구소득 불평등에 기여하는 몫이 점차 증가하고 있다는 상반된 결과를 제시하였다. 김수정(2014)은 조사 범위를 1998년부터 2012년까지로 확장시켜, 우리 사회에서는 고소득 남편의 여성이 일을 하지 않는 경향이 여전히 강하기 때문에 여성의 노동 공급은 여전히 소득 분배를 개선하는 방향으로 나타난다고 보았다.

이처럼 여성의 경제활동 비율이 높아지면서 가구 내에서 이들이 가구 소득 변화에 얼마나 기여하는지, 그리고 그러한 기여가 전체 가구 소득 불평등도의 변화에 어떠한 영향을 미치는지 많은 선행 연구가 진행된 반면, 남편과 아내의 소득연관성이 불평등에 미치는 영향은 상대적으로 그 영향력의 크기가

미미하다는 이유로 큰 관심을 못한 것으로 보인다. 하지만 동질혼 및 가구 내 부부의 노동시간 배분 결정 패턴과 같은 인구사회학적 변화는 불평등을 설명하는데 점차 중요한 요인으로 관심을 받고 있다. 다음 절에서는 부부의 소득유사성이 불평등에 미치는 영향을 분석한 선행 연구들을 정리한 후, 분석 방법론이 가진 강점 및 한계점을 살펴보고 남편과 아내의 소득 관계가 불평등도 변화에 미치는 영향을 구체적으로 파악하기 위해 부부의 소득유사성을 구성하는 요인을 Schwartz(2010)의 연구를 따라 세 가지로 구분하여 설명한다.

3. 부부의 소득연관성 분석 방법 고찰

남편과 아내의 개인 소득에 비해 부부의 소득 관계가 소득불평등 변화에 기여하는 정도가 적다는 연구 결과는 1980 년대에 우세하게 나타났는데(Harris and Hedderson, 1981), 그 이후로 자리잡은 동질혼 경향의 강화 및 맞벌이 부부의 증가는 부부 소득연관성의 영향력을 증가시킨 것으로 보인다(Cancian and Reed, 1999). 1967 년부터 2002 년 사이 미국 사회의 소득불평등 절반 이상이 부부소득의 유사도 증가로 나타났다는 분석(Reed and Cancian, 2009; Schwartz, 2010 재인용)부터 비록 그 절대값이 유의미하지는 않지만 1967 년부터 1976 년 사이에도 부부는 점차 비슷한 수준의 소득을 갖는 경향을 보인다는 결과(Harris and Hedderson, 1981)는 가구소득 불평등을 이해하기 위해서 부부소득 연관성의 영향력을 간과해서는 안 됨을 지지한다.

Burtless(1999)는 전체 가구 소득 불평등 변화에 남편과 아내의 소득 상관 변화가 미친 영향을 밝히기 위해 반사실적(counterfactual) 기법을 사용하여 분석을 하였다. 그는 1979 년도의 남편-아내 소득 상관관계가 변화하지 않았다는 조작을 가한 후, 1979 년부터 1996 년도까지의 지니 계수 변화를 측정하여 이 변화분을 부부 소득 상관의 불평등도에 기여한 몫으로

판단하였다. 소득 상관 관계를 고정시키는 조작 방법은 여러 가지로 가능한데, 그는 먼저 1979 년도에 남성과 여성 집단 각각에 대해 근로소득 수준에 따라 순위를 매겨 1979 년 r 순위 남성과 같은 해 s 순위 여성이 배우자로 결합한 분포를 구하였다. 그 다음으로 부부의 근로소득 상관관계만 고정시키고 나머지 소득에 대해서는 실제 변화치를 반영하기 위해 1996 년 r 순위 소득을 가진 남편의 배우자 소득 값을, 1979 년 r 순위 남성 배우자의 아내 소득 순위 s 에 해당하는 값을 1996 년 기준으로 환산하여 대입한다. 이렇게 소득 상관관계를 시간의 변화에 따라 변화하지 않도록 고정시킨 후 지니 계수를 계산하면 부부의 소득 상관관계가 해당 시기의 불평등 변화에 미친 영향력을 알 수 있다고 보았으며, Burtless 는 이 기간 동안 부부 근로소득 상관관계의 증가가 전체 불평등의 13%를 설명한다고 결론내렸다.

국내에서는 구인화·임세희(2007)가 1992 년부터 2002 년 사이 부부간 근로소득 순위 상관관계 -0.176 에서 -0.133 으로 증가하였다고 밝혔으며 이 변화는 소득불평등 증가분 중 31~61%를 설명하였다. 상관계수는 10 년 동안 여전히 음의 부호를 보이며 남성소득이 낮을수록 여성소득이 증가하는 방향성을 유지하였지만 그 정도는 10 년 동안 약화된 것으로 나타났다. 부부근로소득 순위 상관관계 변화가 다른 변화와 독립적으로 발생했는지 혹은 다른 남성과 여성 분배변화와 관련되어 있다고 가정했는지에 따라 그 영향력의 크기는 지니 계수를 설명하는데 30%의 차이를 발생시켰는데, 남성 근로 소득 변화가 53%, 여성 근로소득 변화가 15.9%, 가족구조 별 인구비율이 -3.3% 로 소득 변화의 차이를 설명할 때 남편과 아내의 소득순위 상관관계가 31.1%의 설명력을 지녔다.

그 외에 여성 가구원의 노동 참여를 중심으로 불평등을 연구한 결과에서는 남편의 소득이 높을수록 부인 역시 고소득자인 유유상종 경향성이 강화되고 있다는 결과(김영미 외, 2008)와 고소득가구에서는 여전히 남성 단독 생계부양방식이 지배적이기 때문에 한국 사회에서 소득 연관의 영향을 논의하기에는 시기상조라는 결론(장지연 외, 2014; 김수정, 2014)이 공존하고 있다.

선행연구에서 남편과 아내의 소득 상관을 설명하는 방식은 주로 Mincer(1974, Treas 1987 에서 재인용)가 도식화한 다음 식을 이용해서 이루어졌다.

$$CV_m^2 = a^2 CV_h^2 + b^2 CV_w^2 + 2\rho_{hw} ab CV_h CV_w$$

CV_k : 해당소득 분산계수

a : 남편 소득의 비중

b : 아내 소득의 비중

ρ : 상관계수

(m : 가구, h : 남편, w : 아내)

가구소득이 남편과 아내의 소득만으로 이루어져 있다고 가정한다면, 전체 가구 소득의 분산계수는 남편의 소득 분배, 부인의 소득 분배, 그리고 남편과 부인의 소득분배 상관 정도로 분해될 수 있다. 이 식에 따르면 다른 요인이 동일하고 부부소득상관 ρ 이 증가할 때, 가구소득 불평등은 악화된다. 참고로 아내소득이 불평등에 미치는 영향을 분석한 선행연구에서는 아내소득 불평등(CV_w)의 증가가 부부소득상관 ρ 이 0 이상일 때에는 전체 가구 소득 불평등을 악화시키는 반면 ρ 가 음의 값을 가질 때에는 아내소득 불평등이 미치는 영향을 단언하기 어렵다고 해석하였다. ρ 가 음의 값을 가지면, 아내 집단의 소득불평등이 증가해도 부부소득 상관계수의 크기에 따라 전체 가구소득 불평등은 증가할 수도, 감소할 수도 있기 때문이다. 또한 아내소득 불평등의 기여도는 가구 소득 중 아내 소득의 비중에 의해서도 영향을 받기에 해당 요인의 영향력을 종합적으로 고려해야 한다.

하지만 위의 식에서처럼 부부 소득의 상관 관계를 상관 계수로만 파악할 때, 부부의 전반적인 소득 수준에 대한 정보만을 단편적으로 얻을 수 있을 뿐, 근로 활동에 참여하지 않는 배우자의 영향력 및 부부 소득 연관성에 영향을 미치는 다양한 요소들의 개별적인 기여도를 파악하기 어렵다. Schwartz(2010)는 이러한 한계를 보완하기 위해 먼저 배우자 소득 상관

정도가 가구 소득 불평등에 미치는 영향을 다음 세 가지로 구분하였다. 첫 번째로, 남편과 아내가 모두 일을 하는 가구에서 둘 사이의 소득 상관관계가 높아지는 효과인데 이는 순수하게 남편과 아내의 소득이 비슷한 수준으로 수렴하는 효과를 가리킨다. 이 수렴 현상이 고소득 계층과 저소득 계층에서 나타날 경우 가구 단위의 소득 불평등은 심화된다.

두 번째로, 남편의 소득과 여성의 노동시장 참여 사이의 부적 관계가 약화되는 효과이다. 미국에서는 1960년대 이전까지 남편과 아내의 소득이 음의 관계를 보였는데, 이는 고소득 남편을 가진 여성일수록 시장 노동에 참여할 유인이 적었던 배경과 관계가 깊다. 그 이후로 고소득 남편의 배우자 역시 노동 활동을 하는 경향이 늘어났는데 (Oppenheimer, 1994; Juhn and Murphy, 1996) 남편의 소득 수준과 여성의 노동 시장 참여 사이에 존재하던 음의 관계가 약해지면 이 역시 소득 불평등을 강화시킨다. 첫 번째 요인에서는 부부의 소득 ‘수준’에 집중하였던 반면, 두 번째 요인에서는 남편의 경제활동 능력에 따른 여성의 경제 활동 ‘참여’ 효과를 보고 있다는 점에서 차이가 있다.

마지막으로 앞의 두 가지 효과는, 단순히 개인 소득자들이 결혼을 통해 맞벌이 가정으로 전환하는 구성 효과(composition effect)와도 다르다 (Simkus, 1984). 경제활동을 하고 있는 가구만을 대상으로 소득유사 정도를 계산하면, 소득이 없는 배우자를 둔 가구까지 포함시켜 계산할 때보다 당연히 부부 소득의 유사 정도가 더 높게 나타난다. 따라서 독립적으로 경제활동을 하고 있던 두 개인이 만나서 맞벌이 가구로 전환할 경우, 전체 부부 소득유사도 변화는 이러한 결혼의 자연발생적인 부산물로서도 나타난다. 이 효과는 맞벌이 부부의 비중이 얼마나 유의미하게 늘어났는가와 관련이 있으며, 앞서 설명한 동질혼 및 가구 내 노동 배분의 변화로 인한 변화와 구분되어야 한다.

III. 연구 방법

제 1 절 자료 및 분석대상

본 연구에서는 남편과 아내의 근로소득 연관성에 따른 가구소득 불평등을 알아보기 위해 통계청에서 발표하는 <가계동향조사> 데이터를 사용하였다. <가계동향조사>는 월 단위로 가구의 수입과 지출 정도를 파악하고 있는데 국내에서 가구주 및 배우자의 소득 정보를 포함한 가장 광범위하고 대표성을 지닌 자료로서 국내 소득분포 관련 연구에서 가장 많이 활용된다.

이 데이터는 전국 동읍면에 거주하는 1인 이상의 일반가구 중 가계수지 파악이 가능한 가구를 대상으로 소득 및 가계지출을 조사하고 있는데, 인구주택총조사 10% 표본조사 가구를 모집단으로 적격가구를 추출하여 가구실태를 매월 조사하며 그 결과를 분기 및 연간 별로 발표하고 있다. 본 연구에서는 해당연도의 12개월 월 소득 정보를 담고 있는 연간자료를 이용한다. 참고로 연간 소득이 아닌 월별 소득만을 구할 수 있기 때문에 상여금, 성과급 지급 시기 및 명절 등이 위치한 때에 따라 소득의 변동이 크게 나타날 수 있다는 불가피한 한계가 존재한다.

<가계동향조사는> 1998년부터 배우자의 소득을 직접 조사하기 시작했기 때문에 직접적으로 배우자의 소득을 파악할 수 있는 시기는 1998년부터이다. 하지만 한국을 강타한 90년대 말 외환위기의 타격이 소득분배지표에 나타난 해가 1998년이라는 점에서 근로소득 불평등을 조사하는 본 연구에서 첫 조사 연도를 1998년으로 설정할 경우 분석 결과를 25년 동안 한국에 나타난 불평등 변화로 일반화시키는데 한계를 지닐 것으로 판단된다. 따라서 가계동향조사에서 최초로 제공하고 있는 데이터 1990년 자료부터 가장 최근에 발표한 2014년 자료를 이용하여 총 25년간을 조사 기간으로 정하였다. 1990년부터 1997년도 자료에서 배우자 근로소득을 조사 항목으로 조사하고 있지만, 배우자가 존재하지 않아서 해당 값이 0인 것인지, 혹은

배우자가 근로활동을 하고 있지 않아서 값이 0 인지는 간접적으로 추론하는 수 밖에 없다. 본 연구에서는 가구주와 다른 성별을 가지고, 가구주와 연령이 위아래로 12 살 이하로 차이나는 가구원을 가구주의 배우자라고 가정하였다. 참고로 구인화·임세희(2007)는 동일 데이터로 가구주와 연령차이가 위아래로 10 살 이하인 자를 배우자로 추정할 바 있으며, 배우자로 추론된 가구원의 정보가 실제로는 남매에 해당하는 정보일 가능성을 배제할 수 없다는 점을 지적하였다. 유배우자 가구를 선별하는 방법으로 가구원의 성별과 연령을 이용하는 방식이 이러한 오류 가능성을 배제하지 못하지만, 추가적으로 7 개 연도의 데이터를 확보하여 보다 더 긴 기간 동안의 소득 분배 양상을 관찰할 수 있다는 점과 추정으로 인한 오류가 전체 자료를 해석하는데 심각한 오차를 발생시키지 않을 것이라는 점을 고려하여 분석 대상 시기를 1990 년부터로 확정하였다.

최초로 도시 가구의 소득 및 지출을 1963 년부터 조사하기 시작한 <가계동향조사> (당시 명칭은 도시가계조사)는 그 조사 대상 범위를 꾸준히 넓혀 왔다. 이전에 도시가구에 한정되어 있던 지역 범위가 2003 년부터 전국으로 확장되었으며 이 때 비임금근로자 역시 조사 대상에 포함되었다. 1990 년부터 2014 년까지의 동향을 조사하는 본 연구에서는 표본에 나타날 수 있는 대표성의 편의(bias)를 해결하기 위해 분석 대상 가구를 도시에 거주하는 근로자가구로 한정시킨다. 분석 결과 역시 도시 근로자가구 집단에만 적용될 것이다.

또한 도시의 유배우자 가구 중에서도 학업 상태와 은퇴 결정에 직접적인 영향을 받지 않는 대상을 추출하기 위해 조사 대상을 가구주의 연령이 25-59 세(핵심근로연령)인 가구로 한정한다. 본 연구에서는 남성 배우자 소득에 따른 여성 배우자의 노동 참여 현황 정보 역시 불평등 변화를 분석하는데 이용되기 때문에, 근로 활동을 하지 않는 배우자가 속한 가구 역시 조사 대상에 포함된다. 그러나, 자영업자의 경우 배우자 간 소득을 구분해내기 어려운 제약으로 조사 대상에서 제외시켰다.

이러한 기준으로 1990 년부터 2014 년까지 총 25 개연도 가계동향조사 자료에서 가구주가 핵심근로연령에 속하며 도시에 거주하는 유배우자 가구를 선별한 결과 최종 분석 사례수는 총 106,386 가구로 좁혀졌다.

제 2 절 변수 측정

본 연구에서 분석 대상이 되는 소득은 근로소득으로 한정된다. 소득이 유사한 배우자끼리의 결합이 전체 가구의 불평등 정도를 얼마나 설명하는지 알아봄과 동시에 가구주의 소득에 따른 배우자 가구원의 노동시장 참여 여부의 변화가 가구 소득 불평등을 설명하는 정도를 이해하기 위해서도 근로소득 만으로 소득을 측정하는 것이 적합하다고 판단하였다. 또한 본 연구에서 불평등의 측정 대상이 되는 가구 소득을 소득불평등 관련 주요 선행연구에서처럼 경상 소득으로 측정할 경우 주요 설명 요인이 되는 배우자들의 근로소득 이외에도 배우자 외 다른 가구원의 근로소득 및 사업소득, 재산소득, 이전소득 등의 변화가 불평등에 영향을 미친다. 따라서 남편과 아내의 근로소득의 관계 변화가 경상소득 불평등 변화를 얼마나 설명하는지 분석하기 위해서는, 근로소득 외 다른 소득들의 영향을 분석에서 통제할 수 있어야 한다.

하지만 Schwartz(2010)가 이용한 로그선형모형 분석 방법에서는 남편과 아내의 근로소득의 합으로만 가구 소득을 구성한 후, 특정 소득 분위에 있는 배우자들이 무작위로 결합하였을 때에 비해 어느 정도의 불평등을 만들어내고 있는지 밝히는데 집중하고 있다. 가구소득 불평등 중에서 재산소득 및 이전소득의 영향이 커지고 있다는 연구가 존재하지만(남상섭, 2005) 근로소득은 여전히 전체 가구 소득의 대부분을 차지하고, 전체 가구 소득 불평등을 설명하는 주요 요인으로 밝혀져 있기 때문에, 가구 소득을 배우자 근로소득의 합으로만 한정시켜 분석하고 그 결과를 근로소득 불평등의 양상 변화로 해석해도 무방할 것으로 판단된다.

제 3 절 분석 방법

본 연구에서는 범주형 변수들 간 연관성과 상호작용을 분석하기에 적합한 로그선형모형 (Agresti, 2009)을 활용하여 부부의 근로소득이 비슷한 정도가 가구의 근로소득 불평등을 얼마나 설명하는지 알아본다. 남편의 소득, 아내의 소득, 그리고 연도의 세 축으로 구성된 분할표를 구성하여 소득 분배 정도를 가장 잘 예측할 수 있는 모형을 구한 뒤 부부의 소득 연관성이 변화하지 않았다면 실제 불평등 정도는 얼마나 달라졌을지 반사실적 (counterfactual) 기법으로 추정한다.

구체적으로 각각 (1) 맞벌이 부부 사이의 소득 연관성이 변하지 않았을 경우, (2) 남편의 소득과 부인의 노동 시장 참여 관계가 변화하지 않았을 경우, (3) 맞벌이 가구가 전체 커플 중에서 차지하는 비율이 변화하지 않았을 경우에 대해 각각의 효과를 반영하는 모형을 만든 후 각 모형식으로 구한 불평등도를 서로 비교해서 해당 요소가 불평등 변화에 미친 영향을 반사실적 기법으로 추산한다.

1. 로그선형모형에 대한 기초 설명

논리적 순서에 따른 분석 단계를 자세히 소개하기 전에 본 연구의 데이터 연구 모형인 로그선형모형에 대한 기본적 설명을 간략히 하여 본 연구의 분석 방법에 대한 기초 이해를 돕고자 한다.¹ 로그선형모형은 범주형 변수들 사이의 관계를 알아보는데 사용되는 모형으로 포아송 분포를 따르는 데이터를 대상으로 한다. 기본적으로 로그선형모형에서 취급하는 변수는 반응변수로 간주되어, 변수 간 독립변수 혹은 종속변수의 구분이 존재하지 않으며 분석 변수 간 연관성(association)만을 따질 수 있다.

¹ 로그선형모형에 대한 기본 설명은 “A. Agresti(2009), <범주형자료분석개론>, 박태성 이승연 옮김, 자유아카데미”를 참조하였다.

로그선형모형을 이용하는 기본적인 방법은 분할표에 나타난 실제 관찰 빈도를 예측하기 위한 모형의 적합도를 비교하는 것이다. 가정에 따라서 실제 빈도를 예측하기 위한 모형을 수립할 수 있는데, 모형에 따른 분할표의 기대 빈도값을 구한 뒤 모형을 하나씩 비교해가면서 최소한의 정보를 이용하여(parsimonious) 실제 데이터를 가장 잘 예측하는 모형을 선택한다. 모형 선택은 구체적으로 적합도(goodness of fit) 값을 비교하여 이루어진다.

1) 이차원 분할표에서의 독립성 로그선형모형

가장 기본이 되는 이차원 분할표에서의 독립성 로그선형모형을 살펴보자. n 개의 자료를 두 개의 범주형 변수 X 와 Y 에 따라 교차분류한 $I \times J$ 분할표($X = 1, 2, \dots, I$, 이며 $Y = 1, 2, \dots, J$)에서 두 변수가 독립적인 관계라면 변수 X 가 i 수준이고 변수 Y 가 j 수준일 확률은 변수 X 가 i 수준일 확률과 변수 Y 가 j 수준일 확률의 곱과 같으며, 구체적으로 결합확률 π_{ij} 는 행과 열의 주변합에 의해 다음과 같이 정의된다.

$$\pi_{ij} = \pi_{i+}\pi_{+j}, \quad (i = 1, 2, \dots, I, \quad j = 1, 2, \dots, J)$$

로그선형모형에서는 빈도수가 주요 분석 대상이기 때문에 확률 π_{ij} 대신 기대도수 $\mu_{ij} = n\pi_{ij}$ 를 사용하여 위 식을 μ_{ij} 에 대해 아래와 같이 정리할 수 있다.

$$\mu_{ij} = n\pi_{i+}\pi_{+j}$$

위 방정식에 로그를 취하면 두 변수 X 와 Y 가 독립적인 조건은 다음과 같이 표현된다.

$$\log \mu_{ij} = \log n + \log \pi_{i+} + \log \pi_{+j}$$

$$\log \mu_{ij} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y$$

위 식에서 보듯 분할표에서 각 칸의 기댓도수에 대한 로그함수는 행 효과 λ_i^X 와 열 효과 λ_j^Y 의 합으로 표현된다(변수 X와 Y의 위첨자 기호는 단순히 변수를 표시). 여기서 모수 λ_i^X 는 변수 X의 i번째 수준의 효과를 나타내며, 이 값이 클수록 i번째 행에서의 기댓도수도 커진다. 마찬가지로, 모수 λ_j^Y 는 변수 Y의 j번째 열 수준의 효과를 나타낸다. 변수 사이의 연관성이 존재하지 않는다고 가정한 이 모형을 독립성 로그선형모형이라고 한다.

2) 이차원 분할표에 대한 포화모형

하지만 변수들이 서로 독립적이지 않고 연관성을 가지고 있을 경우 위의 모형보다 더 복잡한 모형을 이용해서 각 분할표에 들어가는 빈도수를 예측해야 한다. 두 변수 X와 Y의 상호작용을 모두 고려한 모형은 아래와 같이 표현될 수 있다.

$$\log \mu_{ij} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_{ij}^{XY}$$

마지막 항 λ_{ij}^{XY} 는 독립성에서 벗어난 정도를 반영하는 연관성 모수로, 변수 X와 Y 간의 교호작용(interaction)을 의미하며, 구체적으로는 기댓도수에 미치는 한 변수가 다른 변수의 수준에 따라 달라지는 효과를 나타낸다. 로그오즈비($\log \theta$)와 모수 λ_{ij}^{XY} 는 직접적으로 연관되어 있는데, 아래와 같이

가장 단순하게 2×2 분할표의 로그오즈비를 구하는 식에서 이를 확인할 수 있다.²

$$\begin{aligned}
 \log \theta &= \log \frac{\frac{\mu_{11}}{\mu_{12}}}{\frac{\mu_{21}}{\mu_{22}}} = \log \frac{\mu_{11}\mu_{22}}{\mu_{12}\mu_{21}} \\
 &= \log \mu_{11} + \log \mu_{22} - \log \mu_{12} - \log \mu_{21} \\
 &= (\lambda + \lambda_1^X + \lambda_1^Y + \lambda_{11}^{XY}) + (\lambda + \lambda_2^X + \lambda_2^Y + \lambda_{22}^{XY}) \\
 &\quad - (\lambda + \lambda_1^X + \lambda_2^Y + \lambda_{12}^{XY}) - (\lambda + \lambda_2^X + \lambda_1^Y + \lambda_{21}^{XY}) \\
 &= \lambda_{11}^{XY} + \lambda_{22}^{XY} - \lambda_{12}^{XY} - \lambda_{21}^{XY}
 \end{aligned}$$

두 변수의 독립성을 가정한 모형에서는 $I \times J$ 개의 칸으로 구성된 분할표 중 중복되지 않게 정의되는 모수는 $(I-1)(J-1)$ 개며, 이것이 곧 자유도(df)가 된다. 교호작용 모수는 X에 대한 $(I-1)$ 개의 가변수와 Y에 대한 $(J-1)$ 개의 가변수의 곱의 계수이며, 독립성 검정은 $(I-1)(J-1)$ 개의 모수들이 0 인지를 검정함으로써 이루어진다. 반면, 포화모형은 하나의 상수항 모수 λ 가 존재하며, λ_i^X 형태의 중복되지 않는 모수 $(I-1)$ 개, λ_j^Y 형태의 모수 $(J-1)$ 개, 그리고 λ_{ij}^{XY} 형태의 중복되지 않은 모수 $(I-1)(J-1)$ 개를 포함하고 있다. 따라서 비중복적인 모수의 총 수는 $1 + (I-1) + (J-1) + (I-1)(J-1) = IJ$ 개로서, 결과적으로 분할표의 칸 개수만큼 모수를 갖는다. 이와 같이 가능한 모든 수만큼 모수를 갖는 모형을 **포화로그선형모형(saturated log linear model)**이라고 한다. 이 모형은 완전하게 기대도수를 설명하며, 자료값을

² 오즈는 특정한 사건이 일어나지 않을 확률($1-\pi$) 대비 사건이 일어날 확률(π)의 비를 말하며($\text{odds} = \pi / (1-\pi)$), 오즈비는 두 오즈 값의 비율($\text{odds1}/\text{odds2}$)이다. 오즈비는 0 과 1 사이의 값을 가지며, 0 에 가까울수록 두 변수는 강한 연관성을 지닌다.

완전하게 적합한다. 하지만 일반적으로 해석의 용이함을 위해 포화모형보다 적은 수의 모수를 갖고 자료를 잘 적합하는 비포화모형을 선택하는 것이 효과적이다.

참고로 로그선형모형은 고차항 만으로 모형을 표시하는데, 고차항의 존재는 자동적으로 그 항과 관련된 변수들의 모든 저차항을 포함하고 있다. 예를 들어, (XY) 라고 표현된 포화모형은 교호작용항 λ_{ij}^{XY} 뿐만 아니라 λ_i^X 와 λ_j^Y 항을 내포한다.

3) 삼차원 분할표에 대한 로그선형모형

- (XYZ) 포화모형

세 개의 변수로 구성된 삼차원분할표의 포화모형 역시 이차원 분할표를 이용한 모형을 따라 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\log(\mu_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z + \lambda_{ij}^{XY} + \lambda_{ik}^{XZ} + \lambda_{jk}^{YZ} + \lambda_{ijk}^{XYZ}$$

로그선형모형의 모수 해석은 최고차항과 관련있다. 그리고 이 모형은 삼차원 분할표의 자료를 완전하게 적합하기 때문에 검증하고 싶은 특정 모형의 적합도(goodness of fit)를 비교하기 위한 기본 모형이 된다. 이 식에서 λ 는 전체 기대빈도값의 평균에 자연로그를 취한 상수값이며 $\lambda_i^X, \lambda_j^Y, \lambda_k^Z$ 는 각각 변수 X,Y,Z의 주효과(main effect)의 크기를 나타낸다. 다음으로 $\lambda_{ij}^{XY}, \lambda_{ik}^{XZ}, \lambda_{jk}^{YZ}$ 는 각각 Z,Y,X 변수의 효과를 통제했을 때, 나머지 두 변수 XY,XZ,YZ 사이에 나타나는 교호작용 효과를 나타내며, 포화모형에서 두 변수간의 오즈비는 나머지 변수의 수준에 따라 변화한다.

- (XY, XZ, YZ) 동질성연관모형

반면, 삼차교호작용항 없이 최고차항이 이차 교호작용인 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$\log(\mu_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z + \lambda_{ij}^{XY} + \lambda_{ik}^{XZ} + \lambda_{jk}^{YZ}$$

(XY, XZ, YZ) 모형은 모든 두 변수 간의 연관성이 존재하는 것을 가정하지만 λ_{ijk}^{XYZ} 항을 제외함으로써, 두 변수 간의 오즈비가 나머지 다른 변수의 각 수준에서 동일하다고 가정하고 있다. 이 경우 세 쌍의 변수는 서로 조건부종속 관계에 놓여 있다. X와 Y 변수를 예로 들면, λ_{ij}^{XY} 항으로 인해 X와 Y는 조건부 종속 관계로 부분연관성을 가지고 있으며 이 두 변수 사이의 조건부오즈비는 아래 식에서 확인할 수 있듯 Z 변수의 모든 수준에서 항상 동일하다.

$$\begin{aligned} \log \theta_{XY(k)} &= \log \frac{\frac{\mu_{11k}}{\mu_{21k}}}{\frac{\mu_{12k}}{\mu_{22k}}} = \log \frac{\mu_{11k}\mu_{22k}}{\mu_{12k}\mu_{21k}} \\ &= \log \mu_{11} + \log \mu_{22} - \log \mu_{12} - \log \mu_{21} \\ &= (\lambda + \lambda_1^X + \lambda_1^Y + \lambda_{11}^{XY}) + (\lambda + \lambda_2^X + \lambda_2^Y + \lambda_{22}^{XY}) \\ &\quad - (\lambda + \lambda_1^X + \lambda_2^Y + \lambda_{12}^{XY}) - (\lambda + \lambda_2^X + \lambda_1^Y + \lambda_{21}^{XY}) \\ &= \lambda_{11}^{XY} + \lambda_{22}^{XY} - \lambda_{12}^{XY} - \lambda_{21}^{XY} \end{aligned}$$

이러한 조건부 종속 관계는 YZ, 그리고 XZ 사이에서도 똑같이 적용된다.

- (XZ, YZ) 조건부독립모형

세 개의 변수로 이루어진 분할표에서 두 개의 이차 교호작용항만 포함하고 있는 모형은 다른 정보를 전달한다.

$$\log(\mu_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z + \lambda_{ik}^{XZ} + \lambda_{jk}^{YZ}$$

위 식은 λ_{ik}^{XZ} 항으로 인해 X 와 Z 가 조건부종속, 즉 Y 를 통제했을 때 X 와 Z 사이에 연관성이 있음을 의미한다. 이 두 변수 사이의 조건부오즈비는 나머지 변수의 모든 수준에서 항상 동일하다. 마찬가지로 이유로 X를 통제했을 때 YZ 연관성도 존재하고 있음을 알 수 있다. 하지만 이 식에서는 앞의 동질성연관모형과 비교해 λ_{ij}^{XY} 항이 제외되어 있는데, 이는 Z 를 통제했을 때 X 와 Y 연관성이 나타나지 않음을 뜻한다. 이 경우 일반적으로 각 변수에 대한 최고차항 만을 나열하여 (XZ, YZ)로 모형을 나타낸다.

- (XZ, Y) 결합독립모형

$$\log(\mu_{ijk}) = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z + \lambda_{ik}^{XZ}$$

1 개의 이차 교호작용을 포함하는 모형에서는 Y 를 통제했을 때 X 와 Z 사이에 연관성이 존재하지만, Y-Z 교호작용항이 없기 때문에 X 를 통제했을 때에 Y 와 Z 는 연관성이 없으며, 역시 Z 를 통제했을 때 X 와 Y 역시 연관성을 갖지 않는다.

- (X, Y, Z) 완전독립모형 혹은 주효과모형

세 변수 X,Y,Z 가 서로 독립적인 관계라면 X 변수의 i 수준, Y 변수의 j 수준, Z 변수의 k 수준에 해당하는 기대칸 도수(μ_{ijk})는 각 변수의 해당 수준에서 보이는 주변부 확률의 곱을 이용하여 구할 수 있다. (X,Y,Z)는 주 효과항 만을 포함하므로 각 변수들 간에 어떠한 교호작용도 존재하지 않는 상호독립모형이 된다.

$$\pi_{ijk} = \pi_{i++}\pi_{+j+}\pi_{++k}$$

$$(\mu_{ijk} = n\pi_{i++}\pi_{+j+}\pi_{++k})$$

$$\log\mu_{ijk} = \log n + \log\pi_{i++} + \log\pi_{+j+} + \log\pi_{++k}$$

$$\log\mu_{ijk} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z$$

4) 순서연관성의 모형화

일반적으로 독립성모형은 너무 단순해서 대부분의 자료를 제대로 적합하기 어렵다. 따라서 보다 복잡한 모형으로 자료를 예측하는데 대상 명목형 변수가 순서형 변수로서의 특징을 갖고 있다면 부정적이거나 긍정적인 연관성의 경향을 알아볼 수 있는 순서형 로그선형모형을 세울 수 있다. 본 분석에서 연구 대상으로 삼는 남편의 근로소득, 아내의 근로소득, 그리고 연도는 각 근로소득의 칸이 소득의 크기를 나타내는 순서형 변수로서의 성격을 가진다.

변수 X와 Y로 구성된 이차원 분할표에서 순서형 로그선형모형을 이용하기 위해서 X 변수의 i 행과 Y 변수의 j 열에 각각 점수 u_i 와 v_j 를 할당하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\log\mu_{ij} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \beta u_i v_j$$

위 모형은 λ_{ij}^{XY} 대신 $\beta u_i v_j$ 를 대입했다는 점에서 포화모형의 특별한 형태로 이해할 수 있지만, 이 모형에서는 두 변수 간 연관성을 하나의 모수로 파악하고 있다는 점에서 $(I-1)(J-1)$ 개의 모수를 이용하는 포화모형과 차이가 있다. β 가 0의 값을 가질 때 두 변수는 독립적이며, 따라서 $\beta u_i v_j$ 는 독립성을 가정했을 때 $\log \mu_{ij}$ 로부터 실제 관찰값이 나타내는 편차로 해석된다. 독립성모형에 비해 모수 β 하나를 더 갖게 되므로 잔차의 자유도는 원래 자유도보다 1이 적은 $df = (I-1)(J-1) - 1 = IJ - I - J$ 가 된다.

그리고 $\beta u_i v_j$ 는 X의 고정된 수준에서는 Y 점수에 대하여 선형관계이고, 역으로 Y의 고정된 수준에서는 X 점수에 대하여 선형이다. 예를 들어, j열에서 이 편차는 기울기 βv_j 를 갖고, (기울기)x(X의 점수)와 같은 형태를 갖는 X의 선형함수가 된다. 이러한 성질 때문에, 위 모형을 선형-대-선형 연관성 모형(linear-by-linear association model, LxL)이라 한다. 따라서 β 는 연관성의 방향과 강도를 나타내는데, 이 값이 양의 값을 가지면 X가 증가할수록 Y도 증가하는 경향이 있으며, 기대도수값은 X와 Y의 수준이 둘 다 높거나 둘 다 낮은 칸에서 X와 Y가 독립일 경우의 기대도수 값보다 더 큰 값을 갖는다. 반대로 β 가 음의 값을 가지면, X가 증가할수록 Y가 감소하며 X가 높고 Y가 낮거나, 그 반대의 경우의 칸들에 대해 기대도수 값들이 비교적 크게 나타난다.

5) 모형 선택

이론이나 선행연구결과가 관찰빈도수를 예측하기 위한 가장 적합한 모형을 선택하는 일차적인 길잡이가 되어야 하지만, 만약 근거로 삼을 수 있는 기준이 뚜렷하지 않다면 다음과 같은 두 가지 접근을 통해 가장 적합한 모형을 도출할 수 있다.

- 가장 먼저 포화모형을 이용해 관찰빈도수를 예측하고, 연구자가 수용할 수 없는 통계적 확률을 가진 적합도가 나올 때까지 고차항의 연관성 모수를 지워나간다.
- 가장 간단한 모형인 독립모형에서부터 모수를 추가하여 적합도에 유의미한 개선이 나타나지 않는다고 판단될 때까지 연관성 모수를 더한다.

로그선형모형의 적합도를 판단하는 기준으로 일반적으로 G^2 값과 BIC(Bayesian Information Criterion)를 이용한다. G^2 는 이탈도(deviance)로 각 모형과 포화모형의 최대가능도추정량(maximized log-likelihood)을 비교한 값을 제시하기 때문에 G^2 는 모형의 적합도를 평가하는데 활용된다. 그리고 BIC는 복수의 모형 중에서 가장 적합한 모형을 선택하기 위한 기준으로 활용할 수 있는 값으로 아래와 같이 G^2 의 값에서 자유도와 빈도수에 로그를 취한 값의 곱을 빼서 구한다.

$$BIC = G^2 - (df) \times \log N$$

G^2 와 BIC가 적은 값을 가질수록 더 좋은 모형이라고 해석하며 샘플 사이즈가 클 경우 G^2 의 값이 자동적으로 유의미하게 줄어드는 결과가 발생하기 때문에(Raftery, 1995) 본 연구에서는 BIC를 기준으로 모형의 적합도를 판별하도록 한다. BIC는 모형에 변수가 추가될 때 모형의 우도비가 증가하면서 잃어버린 자유도의 효율성을 통계적으로 측정한다(김용학 외, 2013).

위와 같은 로그선형모형에 대한 이해를 바탕으로 한국에서 1990년부터 2014년 까지 25년 동안 남편과 아내 근로소득의 연관성을 파악하고 그로 인한 부부 근로소득의 불평등 변화를 알아보도록 한다. 다음 절에서는 분석 모형 및 방법을 세부적으로 설명한다.

2. 분석의 논리적 단계

[1 단계] 분할표 만들기

부부 소득의 연관성이 시간의 추이에 따라 어떻게 변화하였는지 파악하기 위해 먼저 남편 소득 백분위, 아내 소득 백분위, 그리고 연도에 따라 나눈 3 차원 분할표를 구성한다. 직관적인 이해를 위해 배우자 근로소득으로만 구성된 2 차원 분할표를 [표 3-1]과 같이 구성할 수 있다. 먼저 여성 배우자와 남성 배우자가 각각 전체 남성과 여성 집단의 근로소득 백분위에서 차지하는 위치를 기준으로 범주를 부여한다. 근로소득이 없는 배우자에게는 1의 카테고리를 부여하고, 그 다음부터 남편의 소득 크기가 전체 남성 근로소득 분포에서 1-5 백분위에 해당한다면 2의 카테고리를, 6-10 백분위에 해당하면 3의 카테고리를, 같은 방식으로 96-100 백분위에 해당하면 21 카테고리를 부여한다. 여성 배우자에게도 똑같은 방식으로 소득 백분위에 따라 범주화를 시키면, 아래와 같이 배우자 소득 순위에 따른 분할표가 만들어진다.

예를 들어, 이 표에서 $i = 10, j = 4$ 가 교차하는 셀에 위치한 가구는 남편의 소득이 41-45 백분위, 아내의 소득이 11-15 백분위에 해당하는 부부이다. 각 셀에 위치한 숫자는 해당 소득 백분위를 가지고 결혼한 상태에 있는 부부의 빈도수를 나타낸다. 그리고 시간에 따른 변화를 분석에 포함시키기 위해 아래와 같은 분할표가 25개(1990년-2014년) 더 있다고 가정한다면, 총 25년 동안 남편과 아내의 소득 백분위에 관한 정보를 담은, 셀 $11,025(=21 \times 21 \times 25)$ 개를 가진 분할표를 구성할 수 있다.

또한 이 표에서 남편과 아내는 각각 남편, 그리고 아내 집단에서 개인의 소득이 차지하는 백분위로 셀의 값을 부여 받기 때문에 소득 백분위는 남성 혹은 여성 집단의 소득 수준에 따른 상대적 비교만을 가능하게 한다. 백분위에 따라 서열로만 구분된 카테고리에 실질적인 값을 대입하여 절대적인 소득 정보를 분석에서 활용하기 위해 유동성(mobility) 연구에서 주로 사용하는 기법인 스케일 점수(scale score)를 도입할 수 있다. 이 스케일 점수는 소득이 없는 집단에는 0의 값을 부여하고, 1-5 백분위 집단에는 해당

연도의 3 백분위에 해당하는 소득값을, 6-10 백분위 셀에는 8 백분위에 해당하는 개인의 소득을 대입한다. 이렇게 스케일 점수를 부여함으로써, 분할표의 각 셀은 남편과 아내의 소득 연관성 분석을 위한 상대적인 값뿐만 아니라 절대적인 값을 갖게 된다.

[표 3-1] 특정 연도의 배우자 소득 분할표 예시

남편소득범주 i 아내소득범주 j	1 (소득 0)	2 (1-5 백분위)	3 (6-10 백분위)	...	21 (96-100 백분위)
1 (소득 0)					
2 (1-5 백분위)					
3 (6-10 백분위)					
...					
21 (96-100 백분위)					

본 데이터를 활용하여 남편소득백분위(21), 아내소득백분위(21), 연도(25)로 구성된 분할표의 총 11,025($=21 \times 21 \times 25$)개의 셀로 이루어진 분할표를 만들 수 있었다. 하지만 11,025 개의 셀 중 10,446 개의 셀 만이 실질적인 값을 가졌으며 나머지 579 개의 셀에는 데이터가 존재하지 않고 비어있는 것으로 나타났다. 분할표에서 셀 값이 0 을 갖는 경우는 두 가지로 나뉜다. 첫 번째는 (성별) \times (유방암 유무)로 구성된 분할표에서 남성이 유방암에 걸리는 것이 원천적으로 불가능한 경우처럼 관측값을 얻기가 이론적으로 불가능한 ‘구조적 영(structural zero)’ 이다. 두 번째로 칸의 확률이 양의 값을 가지지만 단순히 데이터의 문제로 해당 셀이 0 의 값을 갖는

‘표본추출 영(sampling zero)’인데 이 때 표본크기가 충분히 크면 양의 도수값을 관찰할 수 있다. 본 분할표에서 관찰되는 0 은 이러한 표본추출 영에 해당하며, 주로 아내의 소득은 존재하는데 남편의 소득이 없는 칸에서 나타났다. 표본추출 영의 문제를 가지고 있는 희박한 분할표(sparse contingency tables)는 오즈비 추정에 심각한 편의(bias)를 가져올 수 있기 때문에 특별한 처리가 필요하다(Agresti, 2013).

표본추출 영 문제를 해결하기 위해서 셀에 0.0000001 과 같은 아주 작은 숫자를 더해주는 방법을 이용하기도 하나 문제를 해결하는데 완벽한 방법은 아니라고 알려져 있다. 본 연구에서는 기술통계 분석 결과는 1990 년부터 2014 년까지 개별 연도로 제시하되 로그선형모형 분석을 실시할 때 25 개 연도를 총 5 개 구간으로 묶는 방법을 선택하였다. 이는 로그선형모형 분석에서 비어있는 셀 값을 처리해야 하는 문제를 해결하고 조사 첫 시기와 마지막 시기의 불평등도 차이를 반사실적(counter-factual)으로 해석하기 위해서는 보다 대표적인 경향성을 보여줄 수 있는 시기를 설정해야 한다는 점에서 적합한 방법이라고 판단된다. 따라서 로그선형모형의 분석 결과는 1990-1994 년, 1995-1999 년, 2000-2004 년, 2005-2009 년, 2010-2014 년 총 5 개 구간으로 데이터를 통합하여 분석한 결과로 제시하며 기술통계분석은 1 년 단위로 제시하여 보다 세부적인 정보를 제공한다. 25 개 기간을 5 개연도씩 묶어서 분할표를 구성한 결과 총 2,205 ($=21 \times 21 \times 5$)개의 셀 중에서 2,194 개의 셀에 값이 존재하여, 비어있는 셀 값으로 인한 편의 문제를 방지할 수 있었다.

[2 단계] 부부소득 연관성을 구성하는 요소를 이용하여 남편과 아내의 소득 분배를 예측하는 모형 수립

1) 배우자 소득의 연관성이 25 년 동안 변화하지 않는다고 가정할 경우

다음으로 배우자 소득의 연관성이 연도에 관계없이 고정된 값을 가지고 있다고 가정한다면, 셀 안의 값을 예측하는 함수를 다음과 같이 세울 수 있다.

$$\log\left(\frac{\mu_{ijt}}{t_{ijt}}\right) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_t^Y + \lambda_{it}^{HY} + \lambda_{jt}^{WY} + \lambda_{ij}^{HW} \cdots (1)$$

이 식에서 H 는 남편의 소득 백분위 범주($i = 1, 2, \dots, 21$)를, W 는 아내의 소득 백분위 범주($j = 1, 2, \dots, 21$)를 각각 나타내고, Y 는 연도($t = 1, 2, \dots, 5$)를 나타낸다. 따라서 μ_{ijt} 는 t 연도에 소득 범주 i 에 속한 남성과 소득 범주 j 에 속한 여성 배우자 가구 빈도수에 대한 기대값이다. 이 식에는 λ_i^H, λ_j^W 항을 통해 각각 남성과 여성 배우자 소득에 따른 영향, 그리고 λ_t^Y 항을 통해 시간의 변화에 따른 효과가 반영되어 있으며, $\lambda_{it}^{HY}, \lambda_{jt}^{WY}$ 교호작용 항을 통해서도 각 연도에 따라 다르게 나타나는 남편과 아내 각각의 소득 정보를 고려하고 있다. 하지만 남편과 아내의 소득 상관(λ_{ij}^{HW})에 대해서는 시간의 변화를 고려하지 않고 있는데, 결과적으로 남편과 아내의 소득 상관성의 효과가 고정된 값으로 식에 반영된다.

마지막으로 t_{ijt} 는 가계동향조사 데이터의 가중치를 처리하기 위한 값으로, 셀이 가지고 있는 가중치 값을 가중치가 반영되지 않은 셀의 빈도 값으로 나눈 값의 역수이다. 예를 들어, t 연도에 남편 소득 i , 아내 소득 j 에 해당하는 셀의 값이 2 이고, 이 값에 부여되어 있는 가중치의 값이 500 이라면, $t_{ijt} = \frac{1}{\frac{500}{2}} = 1/250$ 이 된다. 따라서 이 예시에서 기대값 μ_{ijt} 를 t_{ijt} 로 나누는 것은, 250 을 곱해주는 것에 해당하고 이를 통해 모형은 데이터가 가지고 있는 가중치의 정보를 반영한다.

2) 배우자 소득 관계 변화가 상관계수와 같은 단일한 측정도구로 설명될 수 있다고 가정할 경우

다음으로 배우자 소득 상관의 변화를 식에 반영해야 하는데, 기존에 배우자 소득 관계를 설명하기 위해 자주 사용된 상관계수(correlation coefficient)의 설명력을 알아보기 위해 남녀 배우자 소득의 관계를 선형 관계를 통해 반영할 수 있다는 가정을 가진 식을 만든다. (참고로 식에서 **Baseline model** 은 부부의 소득 상관 정도가 시간의 변화에 고정되어 있다고 가정한 (1) 식을 가리킴)

$$\log\left(\frac{\mu_{ijt}}{t_{ijt}}\right) = \text{Baseline model} + \beta_t^Y u_{it} v_{jt} \cdots \quad (2)$$

u_{it} 는 t 연도에 i 카테고리에 속한 남편 소득의 로그 스케일 값이다.³ 마찬가지로 v_{jt} 는 t 연도에 j 에 카테고리에 해당하는 아내 소득의 로그 스케일 값이며, 이 둘의 곱 $u_{it}v_{jt}$ 앞에 붙은 계수 β_t^Y 는 남편과 여성의 소득 상관을 선형적으로 식에 반영하였을 때의 영향력을 나타낸다. 즉, 이 값이 양의 값을 가지면 X 가 증가할수록 Y 도 증가하는 경향이 있으며, 기대도수 값은 X 와 Y 의 수준이 둘 다 높거나 둘 다 낮은 칸에서 X 와 Y 가 독립일 경우의 기대도수 값보다 더 큰 값을 갖는다. 반대로 β 가 음의 값을 가지면, X 가 증가할수록 Y 가 감소하며 X 가 높고 Y 가 낮거나, 그 반대의 경우의 칸들에 대해 기대도수 값들이 비교적 크게 나타난다.

그런데 이렇게 파악하고자 하는 부부소득의 연관성은 두 가지 요인에 의해 발생할 수 있다. 하나는 맞벌이 가구, 즉 두 배우자 모두 근로소득이 0 이 아닌 집단의 소득연관성 변화이고, 또 하나는 남편의 소득과 여성의 노동

³ 분할표에서 i 와 j 의 범주는 남성과 여성 집단에서 소득이 상대적으로 어디에 위치해 있는지 알려주는 정보이기 때문에, 소득의 절대적인 크기는 알 수 없다. 소득의 절대값을 분석에 반영하기 위해 각 셀이 나타내는 백분위에 해당 셀의 중위값에 해당하는 소득에 로그를 취한 값을 로그 스케일 값이라고 앞에서 정의하였다. 예를 들어, $i=3$ 셀의 로그 스케일 값은 당해 연도 남편 소득 범주가 6-10 백분위에 해당하는 소득 집단을 가리키는데, 이 집단에 해당 연도의 남성 근로소득 8 백분위 소득값을 부여하여, 집단의 특성을 절대적인 소득으로 표현할 수 있다.

참여 사이의 부정적 관계(소득효과)가 약화되는 영향이다. 이 두 가지 효과를 구분하기 위해 아래와 같이 식을 세울 수 있다.

3) 남편의 소득에 따른 여성 노동 참여 효과를 반영할 경우

아래 식 (3)은 (2) 식에서 마지막 항 $\gamma_{ikt}^{HZ^{wY}}$ 을 추가하여 만들었는데, Z^w 는 부인이 소득을 가지고 있는지 없는지 여부를 보여주는 더미변수이기에($k=0, 1$), $\gamma_{ikt}^{HZ^{wY}}$ 는 소득이 없는 여성 배우자가 t 연도에 i 카테고리에 속한 남편을 가지고 있을 로그 오즈값을 의미한다.

$$\log\left(\frac{\mu_{ijt}}{t_{ijt}}\right) = \text{Baseline model} + \beta_t^Y u_{it} v_{jt} + \gamma_{ikt}^{HZ^{wY}} \cdots \quad (3)$$

[표 3-2] 남편의 소득 효과를 고려하기 위한 분할표 구분

남편소득범주 i 아내소득범주 j	1 (소득 0)	2 (1-5 백분위)	3 (6-10 백분위)	...	21 (96-100 백분위)
1 (소득 0)					
2 (1-5 백분위)					
3 (6-10 백분위)					
...					
21 (96-100 백분위)					

이는 구체적으로 위의 [표 3-2]에서 여성의 소득이 0 일 때를 나타내는 첫 행과 여성이 소득 활동을 하고 있는 경우를 모두 포함하는 음영으로 칠해진 행 사이에 존재하는 남편의 소득 분위별, 그리고 연도별 차이를 식에 반영함을 의미한다.

4) 소득을 남녀 집단의 상대적 값이 아닌 절대적 값으로 모형에 반영할 경우

위의 모형에서는, 남편과 아내의 소득을 각각 남성과 여성 집단 내에서 각자가 차지하는 소득 순위를 기준으로 파악하였다. 즉 남편소득 H 가 특정 연도에서 $i = 3$ 셀에 위치할 경우 해당 연도의 남편 집단의 근로소득 분포에서 6-10 백분위에 소득이 위치함을 의미하며, 똑같이 아내소득 W 가 $j = 3$ 셀에 위치할 때도 해당 연도의 아내 집단의 소득 분포 안에서 점하고 있는 위치를 나타낸다. 따라서 같은 순위의 셀 값에 위치한 부부라고 하더라도 각각 남성과 여성 배우자 집단의 전체 소득 분포에 따라 부부의 소득 크기는 충분히 상이하게 나타날 수 있다. 일반적으로 여성 근로자 집단은 남성보다 소득 분포의 범위가 좁기 때문에 같은 수준의 셀에 위치한다 하더라도 남편보다 아내의 소득 크기가 작을 가능성이 높다. 이전 모형에서는 부부의 절대적인 소득 크기보다는 동성 근로자 집단 안에서 차지하는 위치를 고려하여 분석하였는데, 실질적으로 배우자를 선택할 때, 그리고 혼인 이후에 남편과 아내의 노동 시간을 조절하는데 절대적인 소득 크기가 주요한 변수로 작용할 수 있다.

Lawler and Yoon (1983)는 남녀의 동등한 경제 수준이 안정적인 관계를 유지하는 주요 기제로 작용한다고 주장하였다. 그들은 파트너의 동등한 권력(power)이 관계 내에서 상호 양보를 통한 합의를 더욱 빈번하게 이끌어낼 수 있도록 작용하여 긍정적인 감정을 유발하고 상호 헌신(commitment)을 이끌어내어 관계를 공고하게 지속시킬 수 있다고 본 반면, 남녀가 상이한 권력을 가지고 있을 때에는 경쟁적인 협상(bargaining)을 해야 하는 상황이 발생하여 합의점에 이르는 가능성 및

헌신으로 인한 상호 결속이 저해된다고 보았다. 이 때 권력의 기준이 되는 대상은 쉽게 측정가능하며 비교가 용이한 경제적 소득이 된다.

Jasso(1987) 역시 배우자는 서로의 자질 및 특성을 비교하는데 육체적 매력이나 지적 능력은 질적 요소(quality goods)로서 상대적인 우위로 비교가 되지만 재산, 소득과 같은 양적 요소(quantity goods)는 절대적 단위로 비교된다고 주장하였다. 따라서 남녀가 모두 상근 근로자일 경우 스스로의 가치와 상대방의 가치를 소득의 크기로 측정하게 된다. 그는 이러한 비교가 남녀의 관계 안에서 안녕감(sense of well-being)과 자아감(self-worth)을 형성한다고 설명하였다(Brines & Joyner, 1999 에서 재인용).

이러한 논의를 본 연구에서 분석하고자 하는 동질혼에 적용해보면, 동성 집단 내에서 본인 소득의 상대적 위치보다 실질적으로 절대적인 소득값이 배우자 선택에 영향을 미칠 수 있다는 추론이 가능하다. 실제로 남녀 소득을 절대값으로 비교했을 때 모형의 적합도가 더 높아지는지 알아보기 위해 아래와 같은 식을 세워보았다.

$$\log\left(\frac{\mu_{ijt}}{t_{ijt}}\right) = \text{Baseline model} + \gamma_{ikt}^{HZ^{wY}} + \delta_t^Y |u_{it} - v_{jt}| \cdots (4)$$

이 식에서 $|u_{it} - v_{jt}|$ 는 로그 스케일 점수 기준으로, t 연도에 남편과 아내 소득의 절대값 차이를 나타내며, 이 항이 1 단위 변화할 때 해당 연도에 남편과 아내가 카테고리에 있을 로그 오즈값의 크기가 δ_t^Y 로 나타난다.

[3 단계] 각 모형의 적합도 비교

남편의 소득, 아내의 소득, 그리고 연도로 구성된 분할표에서 소득 분포를 예측하는 식을 세운 후에는 각 모형이 남편과 아내의 연도별 소득 분포를 얼마나 잘 예측하는지 적합도를 비교한다. 이 과정에서 부부 소득 크기를

절대적 값을 넣어 비교했을 때, 상대적 값으로 비교했을 때 어떠한 정보가 현실을 더 잘 예측하는지 알 수 있을 것이며, 기존 분석 방법에서 자주 사용된 상관계수의 설명력 역시 알아볼 수 있다. 또한 남편의 소득 수준에 따른 아내의 노동 시장 참여라는 정보가 소득 분배를 예측하는데 어떠한 기여를 하는지도 직접 확인하며, 실제 관측값을 가장 우수하게 예측하는 모형을 찾을 수 있다.

[4 단계] 각 모형으로 추정한 분할표에서 불평등 측정

분할표의 분포를 추정하는 모형 중 각각 부부소득 연관성을 구성한다고 설명한 세 가지 요소를 각기 다른 수준으로 포함하는 모형을 선택한다. 즉, 1) 남편과 아내의 소득 수준 수렴도 증가, 2) 남편의 소득과 아내의 노동 시장 참여 사이의 부적(-) 관계 약화, 3) 맞벌이 부부 비율의 증가를 순차적으로 포함시킨 모형을 고른다. 그 후 각 모형으로 불평등도를 CV, 고위-중위 소득 불평등, 중위-하위 소득 불평등, 고위-하위 소득 불평등으로 측정한다.

[5 단계] Counterfactual 로 불평등 변화 분석

위에서 구한 불평등 정보를 이용해, (1) 맞벌이 부부 사이의 소득이 비슷한 정도가 변하지 않았을 경우, (2) 남편의 소득과 부인의 노동 시장 참여 관계가 변화하지 않았을 경우, (3) 맞벌이 가구가 전체 커플 중에서 차지하는 비율이 변화하지 않았을 경우 불평등 수준이 어떻게 달라지는지 비교분석 할 수 있다. 특히 1990 년부터 2014 년 동안 시간의 흐름에 따라 소득 분위별 불평등도의 변화에 부부소득 연관성이 어떤 기여를 하였는지 반사실적 분석 기법을 이용해 파악할 수 있다.

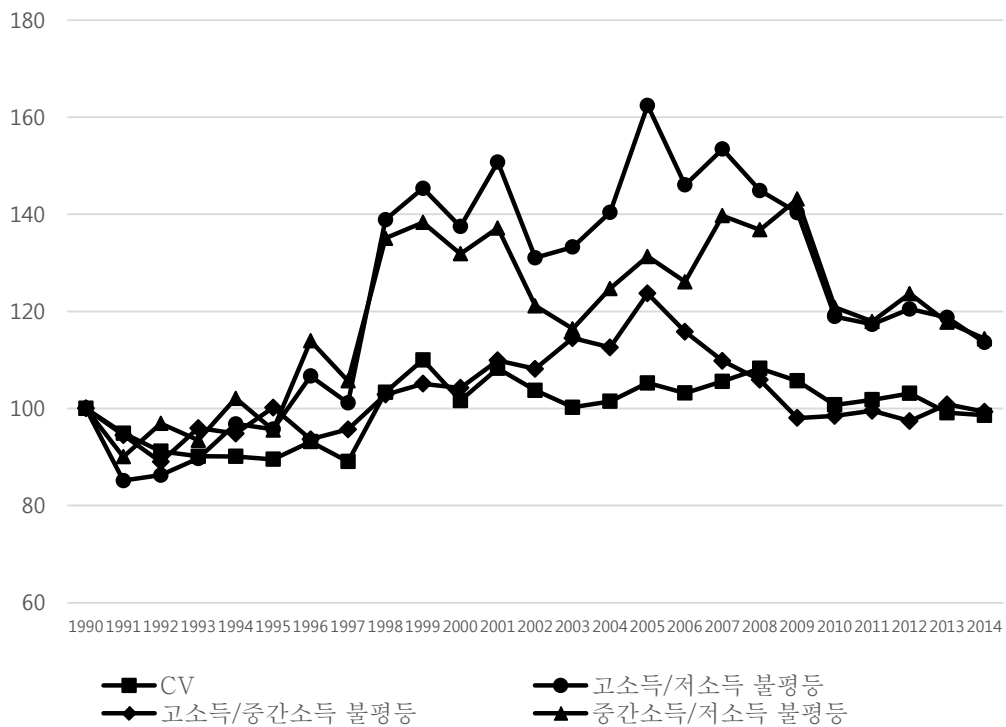
VI. 분석 결과

제 1 절 기술통계 분석결과

1. 전체 소득 불평등 변화

[그림 4-1]은 도시에 거주하는 유배우자 가구의 소득 불평등이 변화한 양상을 보여준다. 우선 CV 를 기준으로 지난 25 년간 도시거주 유배우자 가구의 남편과 아내 근로소득을 합산한 값으로 계산한 불평등은 1990 년을 기준으로 1990 년 이후 낮아지다가 1998 년에 증가하지만 그 이후로 변동 폭이 크게 나타나지는 않는다. 전반적으로 남편과 아내 근로소득의 합으로 구한 CV 는 1990 년과 비교했을 때 현재 비슷한 수준으로 나타난다.

[그림 4-1] 가구 근로소득 불평등 변화 (1990=100 기준)



연도	CV	고소득/저소득 불평등	고소득/중간소득 불평등	중간소득/저소득 불평등
1990	100	100	100	100
1991	95	85	95	90
1992	91	86	89	97
1993	90	90	96	93
1994	90	97	95	102
1995	90	96	100	96
1996	93	107	94	114
1997	89	101	96	106
1998	103	139	103	135
1999	110	145	105	138
2000	102	137	104	132
2001	108	151	110	137
2002	104	131	108	121
2003	100	133	114	116
2004	101	140	113	125
2005	105	162	124	131
2006	103	146	116	126
2007	106	153	110	140
2008	108	145	106	137
2009	106	140	98	143
2010	101	119	98	121
2011	102	117	100	118
2012	103	120	97	124
2013	99	119	101	118
2014	99	114	99	114

불평등 변화 양상을 더 구체적으로 알아보기 위해 가구 소득을 상위 20%, 중간 60%, 하위 20%로 나누어 각 그룹이 전체 소득에서 차지하는 비율로

불평등도 변화를 알아보았다. 먼저 하위 20% 가구 대비 상위 20% 가구의 소득점유 비율(고소득/저소득 불평등)을 분석한 결과 1990 년 이후 불평등 정도가 완화되다가 1997 년과 1998 년 사이에 급격하게 악화되었다. 이 때 90 년대 말 한국을 강타한 외환위기가 있었다는 점을 고려하면, 저소득과 고소득 가구의 소득불평등 정도가 외환위기로 인해 직접적으로 타격을 입었다는 것을 알 수 있다. 1998 년 이후로도 10 년동안 고소득/저소득 불평등도는 1990 년 대비 30-50% 높은 수준에서 계속 유지되는데 외환위기의 여파가 단기간의 충격으로 끝나지 않고 불평등 문제를 장기간동안 고착화시켰음을 짐작할 수 있다. 특히 이 수치는 2005 년에 가장 높게 나타나는데, 2010 년대에 들어서면서 전반적으로 고소득/저소득 불평등도는 완화되며 최근 5 년 동안은 1990 년대비 약 20% 높은 수준에서 불평등도가 유지되고 있다.

그리고 가구소득 중간 60%와 하위 20%의 소득 점유 비율로 살펴본 불평등도(중간소득/저소득 불평등)는 고소득/저소득 불평등도와 전반적으로 비슷한 패턴을 그리고 있다. 1990 년대 말 급격하게 증가했다가 2000 년대에는 1990 년 대비 20%-40% 높은 수준에서 오르내림을 반복하는데 그 폭이 고소득/저소득 불평등도 보다는 크지 않다. 중간소득 가구와 저소득 가구의 소득 점유율 차이는 2010 년부터 최근 5 년 간 역시 비슷하게 1990 년 대비 20% 심화된 수준에서 유지되고 있다.

반면 상위 20%와 중간 60% 가구의 소득점유 비율은 앞에서 살펴본 불평등도와 비교해 매우 완만한 추세를 보여준다. 특히 1990 년 대 말 외환위기가 있었던 시기에도 두 집단의 소득 점유 비율이 소폭 변화하였던 점은 외환위기로 인한 소득 분배가 중간소득 가구 및 고소득 가구의 분배 정도에는 심각한 영향을 미치지 않았음을 시사한다. 그리고 이 수치는 고소득/저소득 불평등 및 중간소득/저소득 불평등도 변화가 2000 년대에 그리는 패턴과는 독립적으로 움직이는 것처럼 보이는데, 예를 들어 2001-2002 년 앞의 두 불평등도가 완화된 시기에 오히려 악화되며, 반대로

2006-2007 년에 두 불평등도가 악화될 때 고소득/중간소득 불평등도는 완화된다.

1990 년부터 2014 년까지의 남편과 아내의 근로소득의 합으로 계산한 소득불평등 변화를 간략히 살펴본 결과, 1990 년대 말 한국을 덮친 금융위기 이후 불평등 지수가 한 차례 악화된 시기를 지나 이후에도 2010 년 이전까지 불평등한 분배 구조가 지속된다는 점에서 금융위기로 인해 한국에서 소득불평등 문제가 고착화되었다는 선행연구 결과(김문길 2012, 반정호 2013 등)를 부분적으로 확인할 수 있었다. 특히 소득불평등은 고소득 가구와 중간 소득 가구 사이의 점유율 변화 및 CV 를 기준으로 측정했을 때에는 심각하지 않으나 저소득 가구 대비 고소득 가구, 그리고 저소득 가구 대비 중간소득 가구 점유율을 비교할 때 확연하게 드러난다는 점에서 1990 년대 이후 진행된 한국의 불평등에는 저소득 가구의 소득 변화가 주요한 기여를 하였을 것이라는 단서를 발견할 수 있었다.

참고로 김문길(2012)은 2000 년대 초반에 나타난 불평등 충격을 세계금융위기의 여파라고 해석하였다. 그는 1990 년부터 2010 년까지 소득불평등 자료를 제시하며, 90 년대 말 외환위기와 2000 년대 후반 세계금융위기가 소득불평등에 미친 충격을 보다 폭넓은 시점에서 비교하였는데 1 인 가구를 제외한 도시가구의 가처분소득을 기준으로 P80/20 분위수배율을 살펴본 결과 1990 년 2.07 배, IMF 경제 위기 직후 시기인 1999 년에 2.40 배, 그리고 2008 년 금융위기 직후인 2009 년에는 2.47 배, 그리고 2011 년 2.41 배로 나타났다. 그의 연구에 의하면 1990 년대 초반 한국은 비교적 평등한 수준의 소득 분배를 이루고 있었으나 1998 년 외환위기로 한 차례 소득 불평등이 악화된 이후 2009 년에는 다시 세계 금융위기의 영향으로 분배 정도가 악화되었다. 분위수배율은 그 이후 빠른 속도로 회복되었지만, 그 수준이 1990 년대 말과 비슷한 수준에 머물고 있다는 점에서 외환 위기 이후 악화된 불평등 문제가 현재까지 고착화되어 나타나고 있다고 그는 보았다.

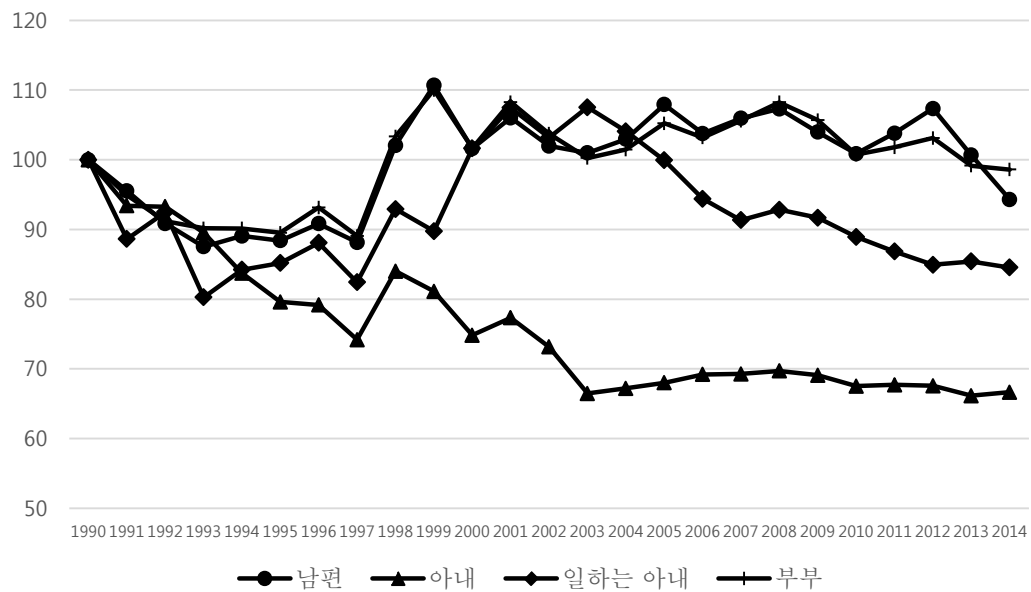
반정호(2013)는 가계동향조사자료를 이용하여 2003년부터 2011년 사이에 2인이상 전국 비농가 가구의 소득불평등 실태를 지니 계수와 소득 5분위배율을 중심으로 조사하였다. 근로연령층가구(18~64세)의 시장소득(=경상소득-공적 이전소득)으로 계산한 지니 계수는 2003년 0.277에서 2011년 0.287으로 소폭 증가하였다. 참고로 노동시장에서 은퇴한 연령층 가구(65세 이상)에서는 지니 계수가 근로연령층보다 매우 높았으며 시장 소득 기준 2003년에 0.478이던 불평등도가 지속적으로 증가하여 2011년에는 0.505에 달했다. 또한 근로연령층 가구 중심으로 소득 상위 20%(5분위) 가구의 소득을 하위 20%(1분위) 가구의 소득으로 나눈 소득 5분위배율은, 2003년 4.40배에서 2008년 5.09배까지 올랐다가 이후 하락세를 보이며 2011년 4.70배에 머물렀다. 비록 2008년 수준보다 낮아졌지만 2011년 회복된 수준이 2003년에 미치지 못한다는 점을 눈여겨볼 필요가 있다. 그의 분석 결과에 따르면 2003년부터 2011년까지 시장소득 점유율을 기준, 고소득층 중심의 소득 쏠림 현상이 나타났다.

다음으로는 남편과 아내 집단 내에서는 위에서 살펴본 가구 단위의 불평등 변화와 비교해 불평등이 어떻게 나타나는지 알아보기 위해 남편과 아내 집단을 구분해 소득 불평등도 변화를 알아보았다. 1990년부터 2014년까지 도시에 거주하는 유배우자 가구의 불평등 변화를 각각 남편 집단, 아내 집단, 그리고 근로활동을 하고 있는 아내 집단으로 나누어 위에서 살펴본 전체 가구 단위의 불평등도 변화와 비교해 본 결과는 다음 [그림 4-2]와 같다.

근로활동을 하고 있지 않는 아내까지 모두 포함한 기혼 여성 집단의 불평등도 (“아내”)는 1990년 이후 꾸준히 낮아졌으며 그 하락세는 1990년부터 2000년대 초반까지 특히 두드러졌는데 그 이후로는 큰 변동을 보이지 않는다. 반면, 근로활동을 하고 있는 아내(“일하는 아내”)만 따로 구분하여 불평등도 변화를 살펴보면, 1990년 중반까지 낮아지다가 1998년부터 높아지는 추세를 보이며 2000년대에 들어서면서 그 증가폭이 커졌다. 남편 집단보다 이 시기에 일하는 아내 집단에서 CV 상승세 기울기가 가파르는데, 1998년 외환위기 이후 기혼 여성의 근로활동이 늘어난 점을

고려하면 ([그림 4-7], [그림 4-8] 참조) 노동 시장에 유입되는 여성이 늘어남에 따라 근로 활동을 하는 아내 사이의 임금 편차 역시 커졌다고 해석할 수 있다.

[그림 4-2] 남편, 아내, 부부 집단의 불평등도 변화 (CV, 1990=100 기준)



연도	남편	아내	일하는 아내	부부
1990	100	100	100	100
1991	96	93	89	95
1992	91	93	92	91
1993	88	90	80	90
1994	89	84	84	90
1995	88	80	85	90
1996	91	79	88	93
1997	88	74	82	89
1998	102	84	93	103
1999	111	81	90	110
2000	102	75	102	102
2001	106	77	107	108
2002	102	73	103	104

2003	101	66	108	100
2004	103	67	104	101
2005	108	68	100	105
2006	104	69	94	103
2007	106	69	91	106
2008	107	70	93	108
2009	104	69	92	106
2010	101	68	89	101
2011	104	68	87	102
2012	107	68	85	103
2013	101	66	85	99
2014	94	67	85	99

2003년에는 이 집단의 CV 값이 1990년대비 8% 증가하면서 최고점을 기록한 후 근로활동을 하고 있는 아내의 CV는 꾸준히 낮아진다. 이러한 불평등도의 완화는 같은 시기 남편 및 부부 단위의 CV가 계속 높은 수준에서 유지되었다는 점과 대조적이다. 이 역시 여성의 근로활동 참가율이 같은 시기에 낮아지기 시작했다는 점과 연계해 이해할 수 있다.

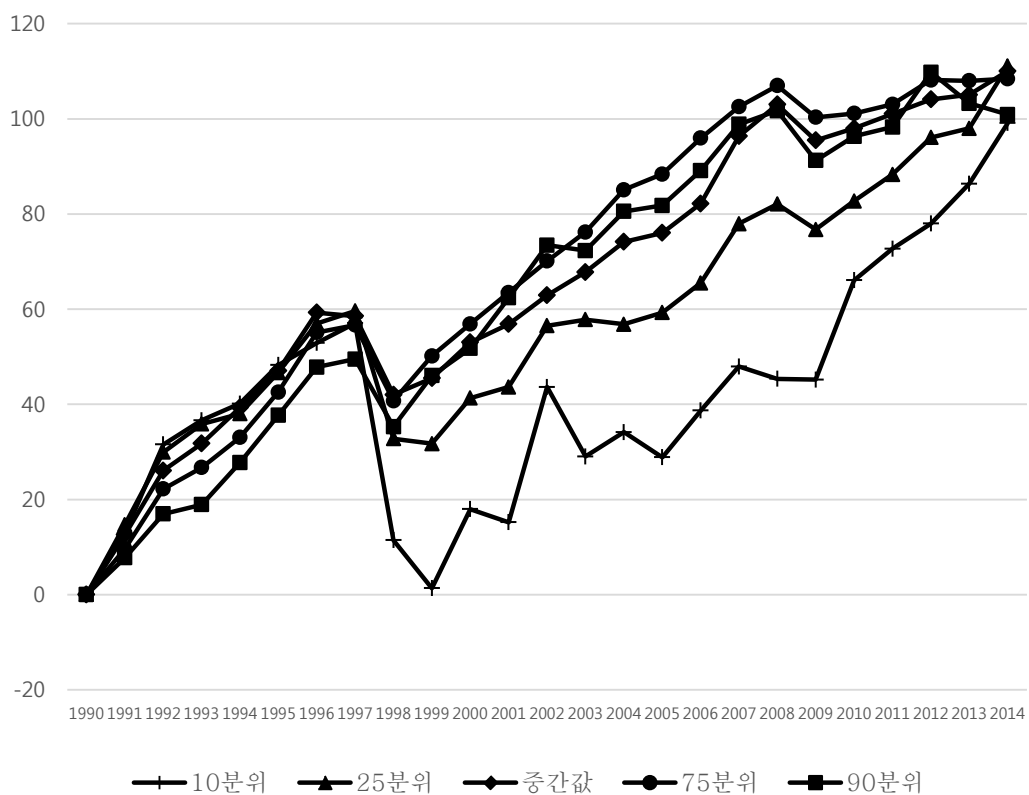
그리고 부부의 소득 불평등도와 남편의 소득 불평등도는 유사하게 움직이는데 이성균·한준(2007)은 쇼록스 분석방법에 의해 1998년과 2006년 소득 불평등 변화를 소득항목별로 나누어 기여도를 조사한 결과, 그 중 가구주의 근로소득 영향력은 두 기간 동안 55%에서 62%로 증가하였고 배우자의 근로소득 영향력은 13%에서 15%로 소폭 증가하였다고 밝혔다.

또한 1963년 37%였던 여성의 경제활동 참가율은 2014년 51%로 증가하였으며, 2011년 통계청에서 발표한 지역별 고용실태조사에 따르면 유배우가구 중 맞벌이 가구가 43.6%, 홀벌이 가구가 42.3%, 기타 무직 가구가 14.1%를 차지하며 맞벌이 가구의 비중이 홀벌이 가구보다 높게 나타났다. 김수정(2014)의 조사에 따르면, 도시가구의 연도별 아내(25-54세) 취업률은 1998년 36.4%에서 2012년 52.6%로 증가하였다. 또한 기혼 여성의 경제활동 참가율이 높아졌지만 가구소득 중 남편 소득이 차지하는 비중이 꾸준히 70%대에 머물고 있고, 아내 소득 비중이 1998년

14.2%를 기록한 후 2004 년부터 2012 년까지 17%대에 머물고 있다는 점(김수정, 2014)을 고려해서 불평등 논의가 이루어져야 한다. 여성의 경제 활동 비율이 높아지긴 했지만, [그림 4-2]에서 볼 수 있듯 부부 단위의 불평등 변화에 여전히 남편의 소득이 미치는 영향이 압도적인 것으로 나타나며, 아내 소득의 기여분을 구체적으로 이해하기 위해서는 어떤 소득 분위의 여성 배우자가 노동 활동에 참여하고 있으며, 이들의 노동시장 가격은 어떠한지 보다 입체적으로 들여다 볼 필요가 있다.

다음으로 가구의 근로소득 분배 양상에 주요한 기여를 하는 남편 근로소득의 변화를 구체적으로 알아보기 근로소득이 0 이상인 남편을 대상으로 소득분위에 해당하는 소득값이 1990 년 대비 어떻게 변하였는지 살펴보았다([그림 4-3]).

[그림 4-3] 남편의 소득분위별 근로 변화 (1990 년 소득기준, 단위: %)



연도	10 분위	25 분위	중간값	75 분위	90 분위
1990	0	0	0	0	0
1991	12.93	14.72	12.59	9.64	7.73
1992	31.55	29.94	26.09	22.2	16.97
1993	36.63	35.87	31.76	26.72	18.92
1994	40.14	38.03	39.3	33.04	27.72
1995	48.25	46.68	47.08	42.56	37.67
1996	52.89	56.96	59.28	55.1	47.81
1997	57.06	59.62	58.55	56.66	49.49
1998	11.43	32.76	42.03	40.75	35.31
1999	1.34	31.72	45.48	50.17	46.04
2000	17.96	41.31	53.02	56.89	51.76
2001	15.2	43.64	56.87	63.5	62.39
2002	43.63	56.53	62.91	70.12	73.45
2003	29.04	57.8	67.81	76.19	72.29
2004	34.16	56.83	74.15	85.07	80.53
2005	28.86	59.27	76.05	88.39	81.78
2006	38.69	65.51	82.19	95.94	89.11
2007	47.94	77.96	96.36	102.53	98.86
2008	45.36	82.09	103.02	107	101.71
2009	45.19	76.73	95.47	100.31	91.23
2010	66.07	82.74	98	101.12	96.32
2011	72.71	88.33	101.06	103.05	98.29
2012	77.99	96.09	104.1	108.18	109.78
2013	86.38	98.01	105.08	108	103.26
2014	99.13	111.12	110.05	108.42	100.89

고소득층에 속하는 90 분위와 75 분위 근로 소득값은 비슷한 패턴으로 꾸준히 높아졌다. 반면 25 분위와 10 분위 소득값은 1990년대 후반까지 고소득층의 소득값과 비슷하게 상승세를 그렸으나, 그 이후로 격차가 확연하게 벌어진다. 특히 10 분위 남편의 근로소득값이 1990년대 말

급격하게 떨어지는데, IMF 외환위기 이후 저소득 남성 근로자들의 소득이 크게 타격을 입었음을 알 수 있다.

남편 소득분위별 소득값 변화를 통해서 전체적인 불평등도 변화가 어떠한 계층의 근로소득 변화에 의해 야기되었는지 추정할 수 있는데 위 표에 의하면 2000년대 초반 10년 동안 심화된 근로소득 불평등은 고소득 근로자 층의 소득은 꾸준히 증가한 반면, 저소득 근로자 층의 소득 상승세가 둔화 혹은 후퇴하면서 일어났음을 알 수 있다. 또한 2010년 이후 불평등도가 소폭 개선된 것은 이 시기에 고소득 근로자들의 소득 상승분에 비해 저소득 근로자 그룹 내에서 가파른 소득 상승이 일어났기 때문으로 나타난다. 1990년과 2014년 두 시점만을 비교하면 소득 분위에 따른 남편 근로자들의 근로소득 값은 비슷한 수준의 상승분을 보여주지만, 이 두 시기 사이에는 소득 분위별로 역동적인 변화가 자리잡고 있었다.

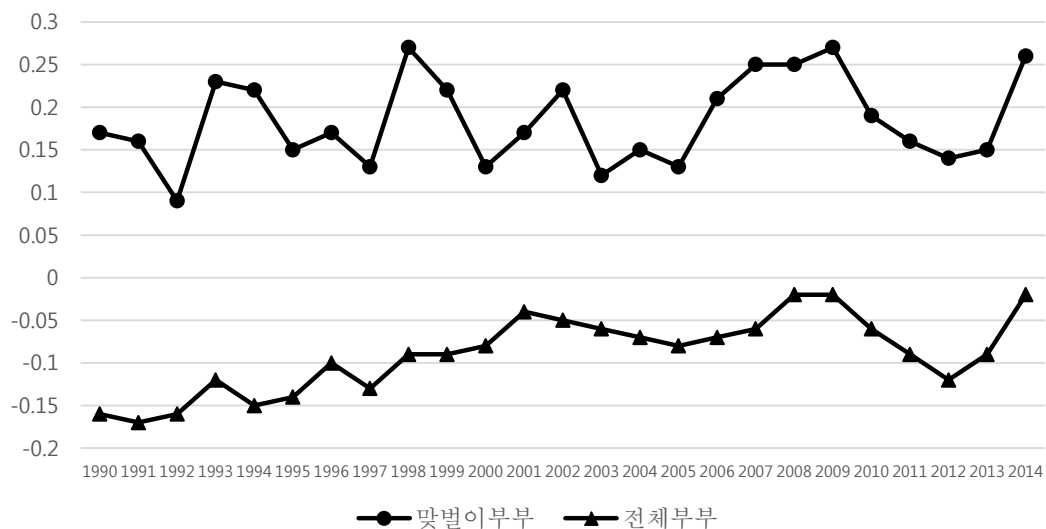
이상으로 1990년부터 25년동안 근로소득을 중심으로 불평등도 변화 양상을 살펴보았다. 1990년대 초반과 비교해서, 불평등도는 2010년 이전까지 꾸준히 증가하였으나 최근 5년간 불평등도 심화 추세가 완화된 것으로 보인다. 특히 저소득 근로층의 더딘 소득 증가가 전체적인 불평등 심화의 주요 원인이었으며, 남편과 아내 소득 중 남편 소득이 이러한 패턴에 결정적인 영향을 미치고 있는 것으로 드러났다.

본 연구는 남편과 아내의 소득 관계가 근로소득 불평등에 어떠한 영향을 미치는지를 알아보는데 목적이 있기에, Schwartz(2010)가 부부소득이 가구소득 불평등에 미치는 요소를 1) 남편과 아내의 소득 관계 변화, 2) 남편의 소득 분위에 따른 여성의 경제활동 참가, 3) 맞벌이 부부 비율 변화 세 가지로 분해한 접근을 따라 다음부터는 이 세 가지 요인과 관련한 기술통계 분석 결과를 제시하도록 한다.

2. 남편과 아내의 소득 상관관계

먼저 맞벌이 가구와 전체 가구를 나누어 남편과 아내의 소득 상관관계를 알아보았다([그림 4-4]). 남편과 아내의 근로활동 여부를 구분하지 않고 전체 가구를 대상으로 구한 상관계수는 25 년간 일관되게 음의 값으로 나타난다. 1990 년 전체 부부의 근로소득 상관계수는 $\pi -0.16$ 에서 점차 높아져 2001 년에 -0.04 까지 오른 이후 다시 낮아지며 2005 년을 기준으로 다시 반등하여 2008 년과 2009 년에 가장 높은 수치를 보여주고 다시 2012 년까지는 빠르게 낮아졌다. 그 후 최근 2 년간은 다시 상관계수가 올라가는 모습을 보인다.

[그림 4-4] 맞벌이 가구와 전체 가구의 남편과 아내 소득 상관관계 변화



연도	맞벌이부부	전체부부
1990	0.17	-0.16
1991	0.16	-0.17
1992	0.09	-0.16
1993	0.23	-0.12
1994	0.22	-0.15

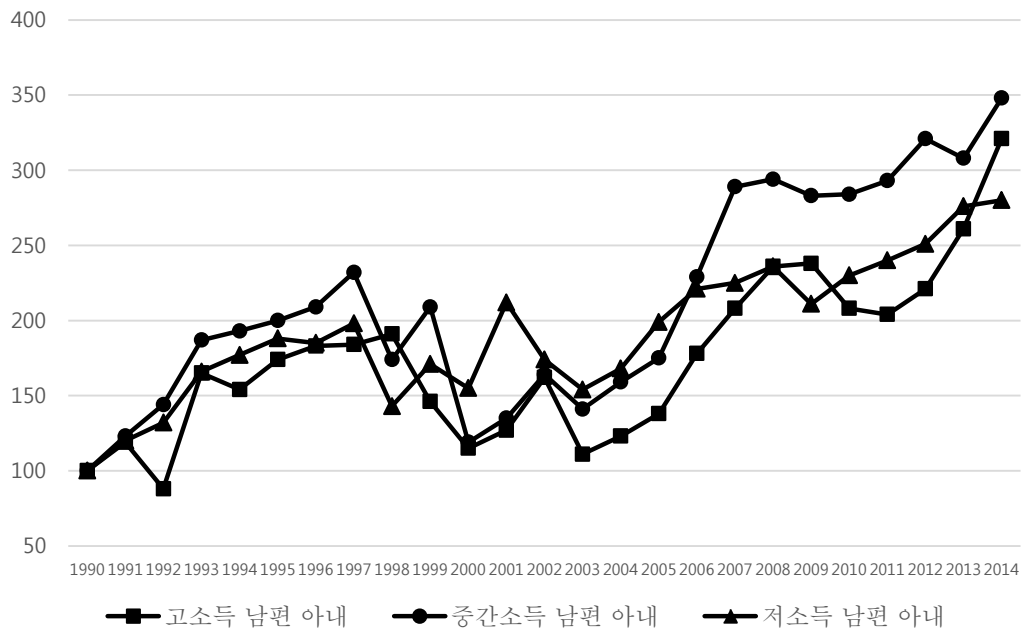
1995	0.15	-0.14
1996	0.17	-0.1
1997	0.13	-0.13
1998	0.27	-0.09
1999	0.22	-0.09
2000	0.13	-0.08
2001	0.17	-0.04
2002	0.22	-0.05
2003	0.12	-0.06
2004	0.15	-0.07
2005	0.13	-0.08
2006	0.21	-0.07
2007	0.25	-0.06
2008	0.25	-0.02
2009	0.27	-0.02
2010	0.19	-0.06
2011	0.16	-0.09
2012	0.14	-0.12
2013	0.15	-0.09
2014	0.26	-0.02

남편과 아내의 근로활동 여부를 구분하지 않고 전체 가구를 대상으로 구한 상관계수는 25 년간 일관되게 음의 값으로 나타난다. 1990 년 전체 부부의 근로소득 상관계수는 π -0.16 에서 점차 높아져 2001 년에 -0.04 까지 오른 이후 다시 낮아지며 2005 년을 기준으로 다시 반등하여 2008 년과 2009 년에 가장 높은 수치를 보여주고 다시 2012 년까지는 빠르게 낮아졌다. 그 후 최근 2 년간은 다시 상관계수가 올라가는 모습을 보인다.

반면, 남편과 아내가 모두 근로활동을 하는 맞벌이 가구를 대상으로 소득상관을 살펴보면, 일정한 패턴을 그리기 보다는 1 년 단위로도 큰 변동을 나타내며, 특정한 경향성을 나타낸다고 결론짓기 어려운 민감한 움직임을 보였다.

이러한 변화를 구체적으로 이해하기 위한 단서를 찾기 위해, 맞벌이 부부를 대상으로 남편 그룹을 근로소득 기준 상위 20%, 중간 60%, 하위 20%로 나누어 아내를 구분한 뒤 이들의 근로소득 변화를 살펴보았다([그림 4-5]).

[그림 4-5] 남편 소득에 따른 맞벌이 부부 아내의 소득 변화
(1990 년=100 기준)



연도	고소득 남편 아내	중간소득 남편 아내	저소득 남편 아내
1990	100	100	100
1991	119	123	120
1992	88	144	132
1993	165	187	166
1994	154	193	177
1995	174	200	188
1996	183	209	185
1997	184	232	198

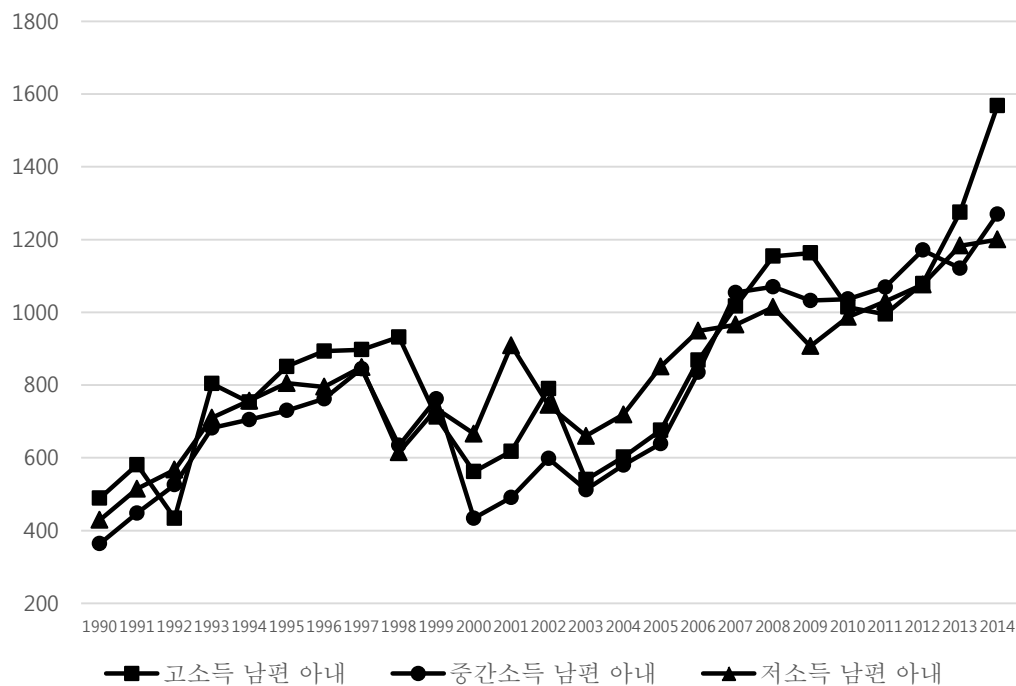
1998	191	174	143
1999	146	209	171
2000	115	119	155
2001	127	135	212
2002	162	164	174
2003	111	141	154
2004	123	159	168
2005	138	175	199
2006	178	229	221
2007	208	289	225
2008	236	294	236
2009	238	283	211
2010	208	284	230
2011	204	293	240
2012	221	321	251
2013	261	308	276
2014	321	348	280

먼저 고소득 남편을 둔 아내의 근로소득은 1990 년대에 상승세를 보여주었으나 1990 년대 말 외환위기가 터진 시점에서 하락세를 보인 후 2000 년대 초반부터 다시 완만하게 상승하고 있다. 중간소득 남편 아내의 소득은 세 집단 중에서 가장 큰 변동폭을 보여준다. 1997 년까지 1990 년 대비 소득이 두 배 이상 상승하였으나 그 이후 급격히 떨어진 후 2003 년부터 다시 반등하며 소득이 오르고 있다. 특히 2006 년부터는 고소득 및 저소득 아내들에 비해 상승폭이 가장 크게 나타나며 그 순위는 2014 년까지도 유지되고 있다. 이처럼 2000 년대 중간소득 남편의 아내 그룹에서 근로소득 상승이 뚜렷하게 나타나는 반면, 저소득 남편 아내의 소득은 1990 년 대비 2014 년 소득 변화 폭이 가장 작게 나타난다.

참고로 미국에서는 지난 40 년 간 고소득 남편의 아내 소득이 압도적으로 높아졌으며, 그 뒤로 중간소득, 저소득 남편의 아내 순으로 소득이 오름세를 보였는데 미국과 비교했을 때, 남편의 소득이 높을수록 아내의 소득 변화 역시 상승하는 경향이 한국에서는 뚜렷하게 관찰되지 않았다.

한편 [그림4-5]는 각 집단별 1990년 기준 각 그룹 내의 근로소득을 기준으로 한 상대적인 변화를 나타내기 때문에 각각 아내 그룹의 절대적인 소득 크기를 비교할 수 없다. 남편 소득에 따른 아내들의 소득이 어떻게 다른지 집단 간 비교를 하기 위해 중간값(median)을 기준으로 세 집단의 소득을 파악해 보았다([그림4-6]).

[그림 4-6] 남편 소득에 따른 맞벌이 부부 아내의 근로소득값 (단위: 천원)



연도	고소득 남편 아내	중간소득 남편 아내	저소득 남편 아내
1990	489	364	429
1991	581	448	515
1992	434	526	567
1993	804	682	710
1994	753	705	757
1995	851	730	805

1996	893	762	795
1997	897	845	849
1998	932	634	615
1999	712	762	735
2000	562	434	666
2001	618	491	909
2002	790	598	745
2003	540	512	660
2004	602	580	719
2005	676	639	851
2006	868	835	949
2007	1017	1054	966
2008	1154	1070	1014
2009	1163	1032	907
2010	1014	1036	987
2011	995	1069	1030
2012	1079	1171	1076
2013	1275	1121	1183
2014	1568	1270	1200

1990년대에는 대체적으로 고소득 남편을 둔 아내의 근로소득 값이 중간소득 및 저소득 남편을 둔 아내의 근로소득보다 높게 나타난다. 하지만 그 수치를 비교해 보면 편차가 크지 않음을 알 수 있다. 주목할 만한 점은 2000년대에 세 집단의 소득 순위가 역전된다는 점인데, 2000년대부터 고소득 및 중간소득 남편 아내 집단 보다 저소득 남편 아내 집단의 근로소득이 더 높게 나타났다. 이 시기의 저소득 가구 여성들은 단순히 노동시장에 많이 참여하였을 뿐만 이들의 근로소득 값 역시 중간소득 및 고소득 남편을 둔 아내 집단과 비교해서 높게 나타났다는 점을 확인할 수 있다.

2007년부터는 다시 순위가 역전되어 고소득 남편을 둔 아내의 소득이 가장 높으며, 특히 최근 3년간 이 아내 그룹의 소득 변화는 가파른 증가세를 보이고 있다. 반면 중간소득 남편 아내의 소득값은 2000년대 중반 이후 큰

변동을 보이지 않고, 저소득 남편 아내 역시 2000년대 초반에 보여주었던 소득 상승을 고려했을 때 최근에는 근로소득이 정체되어 있는 것으로 판단된다.

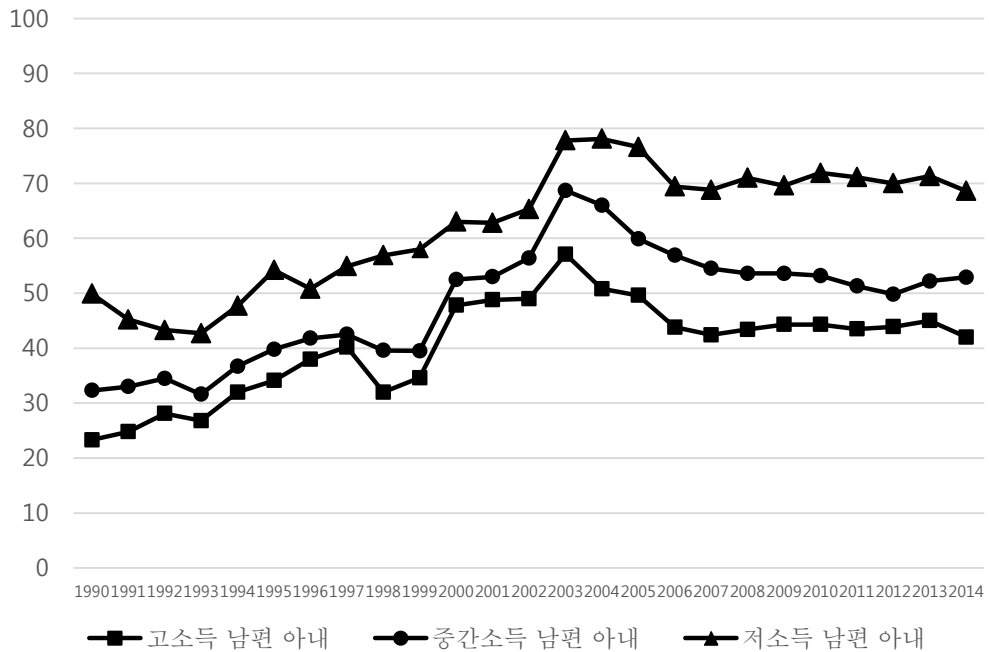
3. 남편 소득에 따른 아내의 경제활동 참가

다음으로는 남편 소득을 상위 20%, 중간 60%, 하위 20%로 분류하여 집단별로 근로소득을 창출하는 아내의 비중을 알아보았다([그림 4-7]). 1990년부터 2014년까지 꾸준히 우리나라에서는 저소득 남편의 아내의 노동 비율이 가장 높으며 고소득 남편의 아내 노동 비율이 제일 낮은 패턴이 유지되었다. 구체적으로 남편 소득이 하위 20%에 속할 경우 여성들의 근로활동 비율은 1990년 49.9% 였으며 이후 꾸준히 증가하여 2004년에는 78.1%까지 오른다. 이후 소폭 감소하여 2008년부터 현재까지 약 70%의 근로활동 비율을 보이고 있다.

반면 중간 소득 남편의 아내 근로활동비율은 1990년 32.3%, 고소득 남편 아내의 근로활동 비율은 1990년 23.3%로 나타난다. 이 두 그룹의 근로활동 비율은 비슷한 패턴을 그리는데, 1990년대 말에 저소득 남편 아내의 근로활동 비율은 두드러지는 차이를 보이지 않았던 반면, 이 두 그룹에서는 근로활동 비율이 가파르게 증가하는 추세를 보였다는 것을 확인할 수 있다. 즉 IMF 경제 위기로 인해 일을 하지 않던 여성이 새로 일을 시작하게 된 변화는 고소득 및 중간소득 남편의 아내 집단에서 관찰된다.

이들의 경제활동 참가 비율은 2000년대 중반까지 상승하며, 그 이후로는 다시 낮아지는 추세를 보였다. 즉, 외부적 경제 충격으로 인해 이전에는 일을 하지 않았던 여성 배우자가 특히 고소득 및 중간소득 남편의 아내 그룹에서 나타났지만 이는 약 5년 동안의 기간 동안 두드러지게 나타난 이후 그 효과가 점차 줄어드는 것으로 판단된다. 이들의 경제활동 참가 비율이 수축하면서, 결과적으로 남편의 소득이 낮을수록 아내의 근로활동 참가 비율이 높은 현상이 2000년대에 더욱 뚜렷하게 나타난다.

[그림 4-7] 남편 소득 분위에 따른 아내의 경제활동참가비율 (%)



연도	고소득 남편 아내	중간소득 남편 아내	저소득 남편 아내
1990	23.3	32.3	49.9
1991	24.8	33	45.2
1992	28.1	34.5	43.3
1993	26.8	31.6	42.7
1994	32	36.7	47.7
1995	34.1	39.8	54.2
1996	38	41.8	50.8
1997	40.2	42.5	54.9
1998	32	39.6	56.9
1999	34.6	39.5	58
2000	47.8	52.5	63
2001	48.8	53	62.8
2002	49	56.4	65.3
2003	57.1	68.7	77.8

2004	50.8	66	78.1
2005	49.6	59.9	76.6
2006	43.8	56.9	69.4
2007	42.4	54.5	68.8
2008	43.4	53.6	71
2009	44.3	53.6	69.6
2010	44.3	53.2	71.9
2011	43.5	51.3	71.1
2012	43.9	49.8	70
2013	45	52.2	71.3
2014	42	52.9	68.6

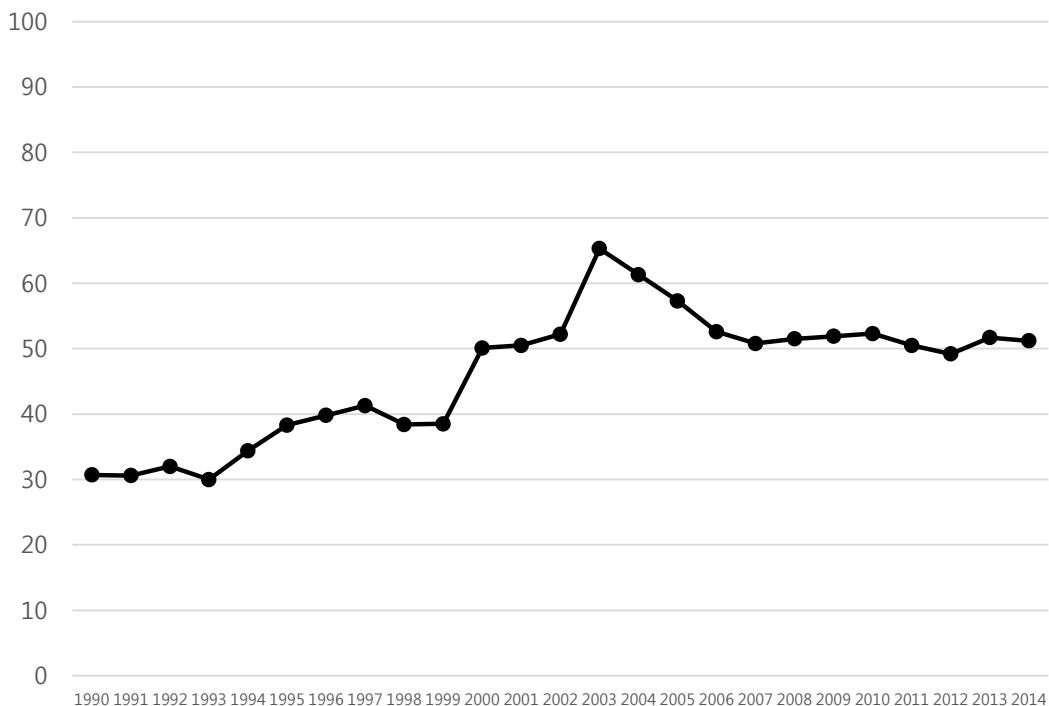
Schwartz(2010)가 1967 년부터 2005 년까지 약 40 년 간 미국 데이터로 남편 소득 분위별 아내 경제활동 참가비율을 조사했을 때, 고소득 남편의 아내 노동참가비율이 점차 증가하는 패턴을 보이며 2003-2005 년에는 저소득 남편의 아내 노동참가비율과 수렴하는 것으로 나타난 인상적인 결과와는 대조적이다. 미국에서는 1980 년을 기점으로 중위소득 남편의 아내 노동 참가율이 저소득 남편 아내의 노동참가율을 추월하며, 이후 시점부터는 전체 집단 중에서 중위 소득 남편을 둔 아내 집단에서 노동 참가율이 가장 높게 나타났다. 40 년에 걸쳐 남편 소득이 높은 집단에서 아내의 노동 비율이 높아지는 변화는 미국에서 동질혼에 의한 가구소득 불평등이 점차적으로 심화될 수 있다는 가능성을 제시하였다.

한국에서는 [그림 4-7]을 참고했을 때, 전반적인 여성의 경제활동 참가비율은 1990 년과 비교해서 상승하였지만, 남편의 소득이 적을수록 아내가 일을 할 확률이 높다는 점에서는 특별한 역전 현상이 관찰되지 않았다.

4. 맞벌이 부부 비율 증가에 따른 구성효과

Schwartz(2010)는 부부의 소득연관성에 영향을 주는 요인에는 앞에서 살펴본 부부의 소득 상관성이 변화하는 점과 남편 소득 분위에 따른 아내의 노동활동 참가뿐만 아니라 단순히 맞벌이를 하는 부부의 비율이 늘어나는 점 역시 영향을 미친다고 지적하였다. 왜냐하면 각자 일을 하고 있던 남성과 여성이 단순히 결혼이라는 연결고리로 가구로 편입될 경우의 효과는 단순히 맞벌이 가구가 확산된 기여분으로 부부의 소득연관성을 분석할 때 따로 구분할 필요가 있다는 논리이다. 이를 개괄적으로 알아보기 위해 1990년부터 2014년 25년 동안 도시 유배우자 가구 중 맞벌이 부부 비율이 어떻게 변화하였는지 알아보았다([그림 4-8]).

[그림 4-8] 맞벌이 가구 비율 변화 (%)



연도	맞벌이 비율 (%)
1990	30.7
1991	30.6
1992	32
1993	30
1994	34.4
1995	38.3
1996	39.8
1997	41.3
1998	38.4
1999	38.5
2000	50.1
2001	50.5
2002	52.2
2003	65.3
2004	61.3
2005	57.3
2006	52.6
2007	50.8
2008	51.5
2009	51.9
2010	52.3
2011	50.5
2012	49.2
2013	51.7
2014	51.2

미국에서는 1960년대 말 50%에 머물렀던 맞벌이 부부 비율이 2000년대 초 69%까지 꾸준히 증가한 것과 대조적으로, 한국에서는 1990년 30% 초반의 맞벌이 부부 비율이 2003년에 65.3%까지 달하나 그 이후로 지속적으로 하락세를 보여 2007년부터 현재까지 약 50%에 머물고 있다. 이러한 패턴은 [그림 4-7]에서 살펴본 대로, 고소득 및 중간소득 남편을 둔 아내들의 근로활동 비율이 2000년대 중반 이후 하락한 것과 관련지어 이해할 수 있다. 즉 남편 소득이 높은 여성의 경제활동참가가 1990년대 말

이후 증가하면서 맞벌이 가구 비율을 높였으나, 2003 년 이후 이들은 근로시장에서 이탈하고 저소득 남편의 아내만 근로시장에 남아있으면서 전체 맞벌이 가구 비율 변화 역시 낮아졌다.

지금까지 남편과 아내의 근로소득이 가구소득 불평등에 미치는 변화를 알아보기 위한 분석의 사전단계로 남편과 아내의 소득의 상관관계, 남편의 소득에 따른 여성의 경제활동 참여, 그리고 맞벌이 부부의 비중을 기술통계분석 결과를 중심으로 알아보았다. 다음으로는 각각 기술통계로 살펴본 남편과 아내의 근로소득 관계가 가구의 불평등 변화에 어떠한 영향을 미치고 있는지 불평등을 종속 변수로, 그리고 남편소득과 아내소득의 연관성을 독립변수로 설정하여 이 둘의 관계를 살펴보도록 한다.

제 2 절 로그선형모형 분석결과

부부의 소득 연관성에 영향을 미치는 요인을 다양하게 반영한 모형의 적합도를 [표 4-1]에서 제시하였다. Df 는 자유도를 나타내며, G^2 는 이탈도(deviance)로 각 모형과 포화모형의 최대가능도추정량(maximized log-likelihood)을 비교한 값을 제시한다. 따라서 G^2 는 모형의 적합도를 평가하는데 활용된다. 그리고 BIC(Bayesian Information. Criteria)는 복수의 모형 중에서 가장 적합한 모형을 선택하기 위한 기준으로 활용할 수 있는 값으로 G^2 의 값에서 자유도와 빈도수에 로그를 취한 값의 곱을 빼서 계산한다.

$$BIC = G^2 - (df) * \log N$$

G^2 와 BIC가 적은 값을 가질수록 더 좋은 모형이라고 판단한다. 이 둘 중 어떤 값을 모형의 적합도를 판별하는데 사용할지는 데이터에 따라서 연구자가 선택할 수 있는데 일반적으로 샘플 사이즈가 클 경우 샘플 사이즈 크기로 인해 G^2 의 값이 자동적으로 유의미하게 줄어드는 결과가 발생하기 때문에, 자료의 크기가 클 경우 G^2 보다 BIC를 참조하는 것이 선호된다(Raftery, 1995). 따라서 본 연구에서도 모형 선택의 기준을 BIC에 두도록 하며, BIC가 음의 값을 가지면 본 모형이 포화모형보다 우수하다는 것을 가리키며 BIC은 각 모형의 적합도를 비교하는 기준으로 사용될 수 있다.

[표 4-1] 남편과 아내 소득의 연관성으로 구성한 여러 가지 로그선형모형

모형	df	G^2	BIC
0. $H_p Y + W_p Y$	1989	22040	-983
1. $H_p Y + W_p Y + H_p W_p$	1589	4063	-14330
2. $H_p Y + W_p Y + H_p W_p + L_s Y$	1585	4035	-14311
3. $H_p Y + W_p Y + H_p W_p + Z^w H_{lp}^2 Y$	1577	3952	-14301
4. $H_p Y + W_p Y + H_p W_p + L_s Y + Z^w H_{lp}^2 Y$	1573	3877	-14330
5. $H_p Y + W_p Y + H_p W_p + Z^w H_{lp}^2 Y + H_p - W_p Y$	1573	3920	-14288
6. $H_p Y + W_p Y + H_p W_p + Z^w H_{lp}^2 Y + H_s - W_s Y$	1573	3616	-14591
7. $H_p Y + W_p Y + H_p W_p + Z^w H_{lp}^2 Y + H_s - W_s Y + H_p - W_p Y$	1569	3533	-14628

H_p 는 남편의 소득 백분위(df=20), W_p 는 아내의 소득 백분위(20), Y 는 연도(4), L_s 는 시간에 따라 변화하는 남편과 아내 소득의 스케일 값 연관성에 대한 선형 관계(1), Z^w 소득이 없는 아내에 대한 더미 변수(1), H_{lp} 는 선형으로 표현한 남편의 소득 백분위(1), $|H_s - W_s|$ 는 남편과 아내의 스케일 소득 차이의 절대값(1), $|H_p - W_p|$ 는 남편과 아내 소득의 백분위 위치 차이의 절대값(1)

첫 번째로, [$H_p Y + W_p Y$] 모형은 남편 소득과 연도, 그리고 아내 소득과 연도 만을 고려하여 25년 동안의 남편과 아내 근로소득 분포를 예측하는

모형으로, BIC 값은 -983 이다. 이 식에서는 남편과 아내의 소득 관계가 전혀 식에 반영되지 않고 연도에 따라 다르게 나타나는 남편과 아내의 개인 소득 만이 실제 분포를 예측하는데 사용되었다.

그 다음으로, $[H_pY + W_pY + H_pW_p]$ 은 H_pW_p 항을 포함시켜 남편과 아내의 소득 연관성을 고려하되, 이 연관성이 1990년부터 2014년 까지 일정하다고 가정하였다. 즉, 남편 소득과 아내 소득의 상관관계가 있으나 그것이 시간에 따라 다르게 나타나지 않는다고 보고 모형을 세운 결과 결과 BIC는 -14330로 나타나 이전 모형 $[H_pY + W_pY]$ 과 비교할 때 모형의 적합도가 개선되었다.

그 다음 모형 $[H_pY + W_pY + H_pW_p + L_5Y]$ 에서는 모든 맞벌이 부부의 소득 연관성을 예측할 수 있는 단일한 변수 L_5Y 를 추가하였다. 이는 기존의 부부소득 연관성 연구에서 상관 계수라는 모수를 통해 부부의 소득연관성을 파악한 것과 유사한 접근으로, 남편과 아내 소득값의 표준편차를 각각 곱한 값이 식에 반영되었다. 앞에서 선형 연관성을 적용하기 위해 설명한 다음 식에서 $\beta u_i v_j$ 에 해당하는 것이 L_5Y 이다.

$$\log \mu_{ij} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \beta u_i v_j$$

$\beta u_i v_j$ 는 X의 고정된 수준에서는 Y 점수에 대하여 선형관계이고, 역으로 Y의 고정된 수준에서는 X 점수에 대하여 선형이다. 예를 들어, j 열에서 이 편차는 기울기 βv_j 를 갖고, (기울기)x(X의 점수)와 같은 형태를 갖는 X의 선형함수가 된다. 따라서 β 는 연관성의 방향과 강도를 나타내고, 이 값이 양의 값을 가지면 X가 증가할수록 Y도 증가하는 경향이 있으며, 기대도수값은 X와 Y의 수준이 둘 다 높거나 둘 다 낮은 칸에서 X와 Y가 독립일 경우의 기대도수 값보다 더 큰 값을 갖는다. 반대로 β 가 음의 값을 가지면, X가 증가할수록 Y가 감소하며 X가 높고 Y가 낮거나, 그 반대의 경우의 칸들에 대해 기대도수 값들이 비교적 크게 나타난다. L_5Y 로 시간에 따른 남편과 아내 소득의 상관변화를 모형에 적용했을 때 BIC 값은 앞선

모형에 비해 더 커져서, 모형의 적합도가 나빠지는 것으로 드러났다.

그 다음으로 $[H_pY + W_pY + H_pW_p + Z^wH_{lp}^2Y]$ 에서는 남편의 소득 수준에 따라 아내가 노동시장에 참여하는 오즈를 포함시켜 모형을 만들어 보았다. 만약 이 모형이 $Z^wH_{lp}^2Y$ 항을 포함시키지 않은 $[H_pY + W_pY + H_pW_p]$ 모형보다 적합도가 더 개선된다면 이는 남편 소득에 따른 아내의 경제활동 유무가 25년 간 남편과 아내 소득 분포를 설명하는데 중요한 기여를 하고 있음을 나타낸다. BIC는 -14301으로 모형 적합도는 더 낮아졌다.

다음으로는 L_SY 와 $Z^wH_{lp}^2Y$ 항을 모두 넣어 $[H_pY + W_pY + H_pW_p + L_SY + Z^wH_{lp}^2Y]$ 모형을 만들었다. 즉 남편과 아내의 소득 상관성이 시간에 따라 달라지는 효과를 L_SY 항으로, 그리고 남편 소득값에 따른 여성의 근로활동 참여 오즈는 $Z^wH_{lp}^2Y$ 로 포함시켜 이 둘의 효과를 함께 포함시켰을 때 BIC 값은 -14330로 각 효과를 따로 넣은 모형 둘과 비교해 적합도가 개선되었다. 참고로 이 때 남편 소득을 H_{lp} 대신 H_{lp}^2 로 반영하였는데 남편 소득 정보를 제공한 값을 모형에 포함시켰을 때 적합도가 더 높게 나왔기 때문이다. 구체적으로 $[H_pY + W_pY + H_pW_p + L_SY + Z^wH_{lp}^2Y]$ 의 자유도는 1505, G^2 와 BIC는 각각 3638 -13782로 나와, 남편 소득 분위 정보를 제공한 값을 식에 포함시키는 것이 전체 모형의 적합도를 더 높였다. 따라서 이하 분석에서도 남편의 소득 분위 정보는 제공된 값으로 반영하였다.

모형 $[H_pY + W_pY + H_pW_p + L_SY + Z^wH_{lp}^2Y]$ 에서는 부부의 소득 연관성을 상대적인 값을 활용한 선형-대-선형 모형으로 예측하였던 반면, 남편과 아내의 소득 분위 위치를 이용해 부부 소득 연관성 관계를 알아볼 수 있다. 앞선 모형의 L_SY 항을 배우자 소득 분위의 거리 $|H_p - W_p|Y$ 로 포함시켜 $[H_pY + W_pY + H_pW_p + Z^wH_{lp}^2Y + |H_p - W_p|Y]$ 모형을 분석한 결과 모형의 BIC는 -14288로 나타나 적합도가 개선되지 않았다.

다음으로 남편과 아내의 소득을 각각 남편 집단, 아내 집단에서 차지하는 분위의 값으로 상대적인 정보를 이용하였던 것과 달리, 남편과 아내의 소득연관성을 소득의 로그스케일 값인 절대값을 포함시켜 분석해 보았다. 즉, 남편과 아내 소득의 상대적인 위치보다 이들의 절대값이 더 중요할 수 있다는

이론적 근거(Lawler and Yoon, 1983; Jasso, 1987)에 따라 절대적인 소득값이 부부의 소득연관성 변화를 파악하는데 더 높은 설명력을 가지는지 알아보았다. $[H_p Y + W_p Y + H_p W_p + Z^w H_{lp}^2 Y + |H_s - W_s| Y]$ 모형을 분석한 결과 BIC는 -14591 로 적합도가 뚜렷하게 개선되는 것으로 나타났다. 즉 부부의 절대적인 소득값이 소득연관성 변화에 중요한 역할을 하는 것으로 볼 수 있다.

그 다음으로 남편과 아내의 소득 절대값 차이 및 상대적인 차이 이외에 다른 요소가 모형에 개입하였을 여지를 제거하고 이 둘의 기여를 보다 정확하게 비교해보기 위해 소득의 스케일 값 차이 및 소득분위 차이를 모두 식에 반영하여 $[H_p Y + W_p Y + H_p W_p + Z^w H_{lp}^2 Y + |H_s - W_s| Y + |H_p - W_p| Y]$ 모형을 세웠는데, 그 결과 BIC는 -14628 로 모형 적합도가 가장 우수하게 나타났다.

Schwartz(2010)가 (1) 맞벌이 부부 사이의 소득이 비슷한 정도가 변하지 않았을 경우, (2) 남편의 소득과 부인의 노동 시장 참여 관계가 변화하지 않았을 경우, (3) 맞벌이 가구가 전체 커플 중에서 차지하는 비율이 변화하지 않았을 경우로 부부 소득 연관성을 분해하여 파악할 필요가 주장한 논리에 따라, 앞에서 다양하게 살펴본 모형을 활용하여 이 세 가지 효과를 알아보도록 한다. [표4-2]는 [표4-1]에서 제시한 모형 중 7번 모형, 3번 모형, 1번 모형, 0번 모형을 선택하여 분석 결과를 다시 제시하여 보여준다.

특별히 이 네 모형을 선택한 이유는 Schwartz(2010)가 설명한 남편과 아내의 소득이 가구 소득에 미치는 영향을 요소별로 분해하기 위함이다. 그녀의 논리에 따르면 [표 4-2]에서 (D1)과 (D2)의 차이는 $(|H_s - W_s| Y + |H_p - W_p| Y)$ 항의 유무로 인해 맞벌이를 하고 있는 커플의 소득 관계가 관찰값을 예측하는데 미치는 기여분 차이를 만들어낸다.

[표 4-2] 부부 소득 연관성이 소득 불평등에 미친 영향을 요소별로 분해하는 로그선형모형

모형	df	G ²	BIC
(D1) $H_p Y + W_p Y + H_p W_p + Z^w H_{lp}^2 Y + H_s - W_s Y + H_p - W_p Y$	1569	3533	-14628
(D2) $H_p Y + W_p Y + H_p W_p + Z^w H_{lp}^2 Y$	1577	3952	-14301
(D3) $H_p Y + W_p Y + H_p W_p$	1589	4063	-14330
(D4) $H_p Y + W_p Y$	1989	22040	-983
Counterfactuals			
(D1) - (D2) = 맞벌이 가구의 부부 소득 연관성 변화 없음			
(D2) - (D3) = 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값 변화 없음			
(D3) - (D4) = 맞벌이 커플의 비율 변화 없음			

H_p 는 남편의 소득 백분위(df=20), W_p 는 아내의 소득 백분위(20), Y 는 연도(4), L_s 는 시간에 따라 변화하는 남편과 아내 소득의 스케일 값 연관성에 대한 선형 관계(1), Z^w 소득이 없는 아내에 대한 터미 변수(1), H_{lp} 는 선형으로 표현한 남편의 소득 백분위(1), $|H_s - W_s|$ 는 남편과 아내의 스케일 소득 차이의 절대값(1), $|H_p - W_p|$ 는 남편과 아내 소득의 백분위 위치 차이의 절대값(1)

그리고 (D2)과 (D3)의 차이는 $Z^w H_{lp}^2 Y$ 항의 유무로 인해, 남편 소득 분위에 따라 아내의 소득값이 0 인지 아닌지를 나타내는 정보의 기여분으로 나타난다. 마지막으로 (D3)과 (D4)는 $H_p W_p$ 항의 유무로 차이가 나는데, 남편과 아내의 개인 소득만을 식에 반영한 (D4)에 비해 이 둘의 소득 분위 정보를 시간의 변화를 고려하지 않고 반영한 (D3)은 결국 맞벌이 가구의 비율 변화가 만들어내는 소득연관성 변화라고 그녀는 해석하였다.

모델의 BIC 값을 비교하면 가장 많은 정보를 포함시킨 (D1)의 적합도가 가장 우수하며 맞벌이 부부의 소득 상관성 정보를 제고한 (D2)에서는 (D1)에 비해 적합도가 낮아진다. 그리고 남편 소득과 아내가 근로활동에 참여하는 오즈값 변화를 고려하지 않은 (D3)에서는 (D2)에 비해 오히려 적합도가 개선되며, 맞벌이 커플의 비율 변화를 고려하지 않은 (D4)는 가장

낮은 적합도를 보인다. 본 분석에서는 Schwartz(2010)가 부부소득 연관성의 요인을 구분하기 위해 만든 이 모형식을 이용하여 모형이 예측하는 소득 분포도에 따라 불평등도를 계산하고, 그 차이를 각 요인이 불평등 변화에 기여한 몫이라고 해석한다.

네 가지 모형 (D1)–(D4)을 이용하여 1990–1994 년, 그리고 2010–2014 년의 불평등도를 구체적으로 CV, 그리고 상위 20%가구와 하위 20% 가구의 소득 점유 비율, 상위 20%와 중간 60% 가구의 소득 점유 비율, 마지막으로 중간 60%와 하위 20% 소득 점유 비율이라는 다양한 방법으로 계산해 보았다. 이 때 (D1)과 (D2)가 예측한 불평등도의 차이는 맞벌이 커플의 소득 관계 변화에 따른 차이라고 해석 가능하며, (D2)와 (D3)가 예측한 불평등도의 차이는 남편의 소득과 아내가 근로활동을 할 오즈로 인해 발생한 것으로 볼 수 있고, 마지막으로 (D3)와 (D4) 모형이 예측한 불평등도 차이는 맞벌이 부부 비율이 달라지면서 나타난 효과로 해석할 수 있다. [표 4-3]은 구체적으로 그 결과를 보여준다.

(A)열은 1990–1994 년 5 년 동안 각각의 모형으로 계산한 불평등도 값을 나타내며, (B)열은 2010–2014 년 최근 5 년 동안의 불평등도 값을 네 가지 다른 모형으로 계산한 값을 나타낸다. 그리고 오른쪽 차이(C)열은 (B)열의 값과 (A)열의 값의 차이를 나타내는데, 이는 모형으로 예측한 불평등도가 현재와 과거 사이에 얼마나 차이가 있는지를 보여준다. 다음으로 요소별 변화%인 (D)열에서는 전체 모형(D1)으로 예측한 불평등도 대비 맞벌이 가구의 소득 연관성 변화, 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값 변화, 맞벌이 커플의 비율 변화가 얼마나 설명력을 가지는지 기여분을 나타낸다. 예를 들어, CV 로 측정한 불평등도 변화에서 요소별 변화% (D)열의 값이 각각 4.53, 2.39, 31.86 의 값을 갖는데, 이 4.53 이라는 값은 (C)열에서 예측한 CV 차이 (0.037) 대비 (D1)과 (D2)모형으로 예측한 차이의 비율이다. 식으로 나타내면 이 값은 아래와 같다.

$$\frac{(0.037 - 0.035)}{0.037} \times 100 = 4.53$$

[표 4-3] 부부의 소득연관성 요소 분해를 통해 분석한 가구소득 불평등 변화

불평등 측정 변수 및 세부 요소	1990- 1994 년	2010- 2014 년	차이 (C)	요소별 변화%	요소별 기여 %
	(A)	(B)	= (B) - (A)	(D)	(E)
CV					
(D1) Full Model	0.472	0.509	0.037		
(D2) 맞벌이 가구의 소득 연관성에 변화 없음	0.470	0.505	0.035	4.53	14.21
(D3) + 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값 변화 없음	0.470	0.507	0.036	2.39	-6.70
(D4) + 맞벌이 커플의 비율 변화 없음	0.489	0.515	0.025	31.86	92.49
합계					100
고위-하위 소득 점유 비율로 측정한 불평등					
(D1) Full Model	3.072	4.395	1.323		
(D2) 맞벌이 가구의 소득 연관성에 변화 없음	3.085	4.370	1.285	2.87	4.39
(D3) + 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값 변화 없음	3.067	4.439	1.372	-3.73	-10.10
(D4) + 맞벌이 커플의 비율 변화 없음	4.128	4.587	0.458	65.35	105.71
합계					100
고위-중위 소득 점유 비율로 측정한 불평등					
(D1) Full Model	0.647	0.736	0.088		
(D2) 맞벌이 가구의 소득 연관성에 변화 없음	0.645	0.728	0.083	5.72	6.73
(D3) + 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값 변화 없음	0.644	0.734	0.090	-1.36	-8.33
(D4) + 맞벌이 커플의 비율 변화 없음	0.634	0.647	0.013	84.94	101.60
합계					100
중위-하위 소득 점유 비율로 측정한 불평등					
(D1) Full Model	4.744	5.972	1.228		
(D2) 맞벌이 가구의 소득 연관성에 변화 없음	4.783	6.000	1.217	0.89	1.67
(D3) + 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값 변화 없음	4.759	6.047	1.288	-4.94	-10.95
(D4) + 맞벌이 커플의 비율 변화 없음	6.513	7.088	0.574	53.22	109.28
합계					100

즉 (D1) 모형으로 예측한 CV 의 변화값에서 맞벌이 가구의 소득 연관성에 변화가 나타나지 않았다고 가정할 때 CV 값은 4.53% 낮아진다. 여기에 소득 연관성뿐만 아니라 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값까지 변화가 없다고 가정한다면 CV 값은 아래와 같이 2.39% 낮아진다.

$$\frac{(0.037 - 0.036)}{0.037} \times 100 = 2.39$$

마지막으로 앞의 두 요인에 더하여 맞벌이 커플 비율의 변화가 없었다고 가정한다면 전체 CV 는 (D1) 모형으로 예측한 값보다 31.86% 낮아졌을 것이라고 볼 수 있다.

$$\frac{(0.037 - 0.025)}{0.037} \times 100 = 31.86$$

(D)열에서는 소득 연관성 요인들이 불평등도에 미치는 영향을 순차적으로 누적시켜 불평등도 변화를 반사실적으로 해석할 수 있도록 하는데, (E)에서는 각각의 세 가지 요인이 불평등도 변화에 기여한 분을 따로 계산하여 제시한다. 즉 모형으로 예측한 CV 의 변화를 100 으로 놓고 세 가지 요인이 각각 몇 %씩 설명력을 가지는지 알아본 것이다. 따라서 다음 식에 따라 1990-1994 년과 2010-2014 년 사이의 CV 는 맞벌이 가구의 소득 연관성 변화로 14.21% 설명할 수 있다.

$$\frac{4.53}{31.86} \times 100 = 14.21$$

반면 같은 시기의 CV 는 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값의 변화로 6.70%로 오히려 개선되었다. 이는 아내가 노동 시장에 참여하는 효과는 오히려 불평등도를 개선하는데 기여를 하였음을 의미한다.

$$\frac{(2.39 - 4.53)}{31.86} \times 100 = -6.70$$

끝으로 92.49%는 아래 식에서처럼 두 시기의 CV 변화에 맞벌이 커플의 비율 변화가 92.49%의 설명력을 지님을 의미한다. 다르게 말하면, 맞벌이 커플의 비율이 변화하지 않았더라면 CV 변화가 92.49 % 변화하지 않았을 것이라는 결과로, 숫자로만 판단하기에는 다소 직관적으로 이해하기 어려운 결과가 나타났다.

$$\frac{(31.86 - 2.39)}{31.86} \times 100 = 92.49$$

[표 4-3]은 이처럼 1990-1994 년과 2010-2014 년 한국의 유배우자 근로자 가구 불평등도 변화에 맞벌이 가구의 소득 연관성, 남편 소득과 아내의 노동 참여, 그리고 맞벌이 커플의 비율 변화가 얼마나 영향을 미쳤는지를 제시한다. 결과를 요약하면, CV 를 통해 알아본 불평등도는 0.472 에서 0.509 로 변화하였다. 이 차이를 세부 요소로 분해해서 반사실적으로 해석을 해 보면, 만약 25 년 동안 맞벌이 가구의 남편과 아내의 소득 연관성이 변하지 않았다면 불평등도는 14.21% 개선되었을 것이다. 즉 맞벌이 가구 소득 연관성이 변화함으로 인해 생긴 전체 CV 변화가 14.21% 이다. 반면, 남편 소득에 따른 아내의 근로활동 참여 오즈값이 변화하지 않았다면 오히려 CV 는 6.70% 악화되었을 것이라고 나타났다. 남편 소득에 따른 아내 노동 참여 오즈값이 변화함으로, 불평등도는 실제로 6.70% 개선된 것이다. 이는 아내의 근로활동 참여가 이 기간동안 한국에서 소득분배를 평등화시키는 작용을 하였음을 의미한다. 반면에, 맞벌이 커플의 비율 변화로 인해 불평등도는 92.49% 악화되었다.

Schwartz(2010)는 앞에서도 설명했듯이, $(D3) H_p Y + W_p Y + H_p W_p$ 식과 $(D4) H_p Y + W_p Y$ 식으로 예측한 불평등도의 차이를 단순히 근로활동을 하는 남성과 여성 개인이 결혼을 통해 가구라는 단위로 통합되면서 나타나는 맞벌이 가구 비율 변화로 인한 기여분이라고 해석하며 ‘구성효과’로

설명하였는데 본 연구에서도 그 논리를 그대로 적용하여 분석을 실시하였다. 다만, 미국 데이터로 1967년부터 2005년까지 약 40년 동안의 소득 분배를 예측한 결과, 이 구성효과의 기여분이 20-25%로 나타난 반면(Schwartz, 2010) 한국의 최근 25년간 데이터는 이 값을 불평등도 계산 방법에 따라 93-109%까지 나타나고 있어, 해석에 주의가 필요하다. 기술통계 분석 결과에서도 미국과 한국의 모습은 대조적으로 나타났는데, 미국에서는 지난 40여년간 맞벌이 부부의 비율이 50%에서 60%까지 천천히 완만한 추세로 증가하고 소득 상관도 꾸준히 높아졌다. 그리고 고소득 남편 아내의 근로활동 참가 비율이 높아지면서 저소득 남편 아내의 비율을 역전하였다. 즉, 부부의 소득 연관성 요인을 분해할 때 맞벌이 부부의 소득 관계가 밀접해지고 경제적 능력을 가진 남편의 아내 역시 일을 하는 확률이 높아지면서 이 두 요인의 설명력이 불평등도 변화에 주요한 기여를 한 것이다.

하지만 로그선형모형 분석 결과, 한국에서는 남편 소득에 따라 아내가 일을 할 오즈값은 불평등도를 어떻게 계산하는가에 따라 차이는 있지만 모두 불평등도를 완화시키는데 기여하는 ‘평등화 효과’를 가져왔다고 나타난다. 또한 남편의 소득과 아내의 소득이 비슷하게 나타나는 정도도 뚜렷하게 관찰되지 않았다. 따라서 이 두 요인의 상대적인 기여분에 비해 맞벌이 커플 비율 변화로 인한 구성효과의 크기가 과대 추산되어 나타난 것으로 판단된다. 이러한 점을 참작하여 [표 4-3]의 결과를 이해해야 할 것이다.

고위-하위 소득 점유 비율로 측정한 불평등도 변화에는 맞벌이 가구 소득 연관성이 4.39% 기여를 하였으며, 남편 소득과 아내가 노동에 참여하는 오즈값 변화로 인해 불평등도는 10.10% 개선되었다고 나타난다. 고위-중위 소득 점유 비율로 측정한 고소득/중간소득 불평등도에는 맞벌이 부부의 소득 연관성이 조금 더 큰 영향을 미쳤으며 (6.73%) 이 요인의 효과는 중간소득/저소득 불평등도 변화에는 거의 기여를 하지 않은 것으로 나타난다(1.67%). 반면, 남편 소득에 따라 아내가 일을 하는 오즈값은 고소득/저소득 그리고 중간소득/저소득 불평등도를 개선하는데 약 10%의 기여를 하고 고소득/중간소득 불평등도를 개선하는데는 8%의 기여를 하였다.

저소득 남편의 아내가 일을 하는 확률이 높기 때문에, 저소득 가구의 소득을 기준으로 불평등도를 측정한 값에서 이 요인의 기여분이 뚜렷하게 높게 나오는 것을 확인할 수 있다.

V. 결론 및 함의

지금까지 한국의 유배우자 도시 거주 가구를 대상으로 남편과 아내의 근로소득을 기준으로 한 가구 소득 불평등도 변화와 남편과 아내의 소득연관성 관계를 알아보았다. 여성의 노동시장 참여가 전체 불평등도 변화에 어떠한 영향을 미치는지의 기존 논의에서 한 걸음 더 나아가, 남편과 아내의 근로소득의 관계를 다양한 요인으로 파악하고 각 요인이 불평등도 변화에 미치는 기여를 모형을 세워 반사실적 기법으로 조사하였다. 이는 구체적으로 사회경제적 지위가 비슷한 개인들끼리 결혼을 하는 동질혼 현상이 한국에서도 나타나고 있는지 알아봄과 동시에 그로 인한 불평등 문제의 양상을 파악하는데 목적이 있었다.

분석 결과, 맞벌이 부부의 소득 연관성이 불평등도 계산 방식에 따라 작게는 1.67%, 크게는 14.21%의 불평등 변화를 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 부부가 모두 근로 활동을 하는 경우 부부의 소득 연관성은 불평등 변화를 야기하는데 설명력을 가지지만, 아직도 남편의 소득이 낮은 아내의 노동 참여 확률이 그렇지 않은 아내의 노동 참여 비율보다 높게 나타나기 때문에 남편 소득에 따른 아내 노동 참여는 한국에서 여전히 불평등도를 개선하는데 기여를 하고 있었다. 마지막 구성 효과가 크게 나타난 점은, 남편의 소득에 따른 아내의 노동 참여가 불평등을 개선시키는 효과를 보이면서 상대적으로 크게 추산된 것으로 해석할 수 있으며 남녀의 가구 구성 형태 변화로 인한 불평등도 변화를 관찰하기에는 분석 대상 시기(25 년)가 비교적 짧았다는 점 역시 결과 분석시에 참고하여야 할 것이다.

결과적으로 아직까지 동질혼으로 인한 소득불평등이 한국에서는 심각한 수준으로 나타나지 않는 것으로 판단된다. 동시에 한국은 교육적 동질혼 경향이 매우 강한 국가로 꼽히는데 (Park & Smits, 2005) 근로소득을 기준으로 동질혼으로 인한 주목할 만한 결과가 관찰되지 않는다는 점은 사회복지학적으로 생각할 거리를 제공한다. 교육적 동질혼이 높으면서, 교육적 지위가 아닌 경제적 지위로 인한 동질혼은 두드러지지 않는다는 점은

한국의 결혼 시장에서 교육적 위치와 경제적 위치가 상이한 역할을 하고 있음을 의미하는 것이라 해석할 수 있다.

또한 고소득 남편을 둔 여성들의 경제활동 참가 비율이 외환위기가 발생했던 1990년대 말 이후로 증가한 이후 2000년대 중반 다시 낮아진 현상이 자발적인 노동시장 이탈인지 혹은 외부적인 요인으로 인한 것인지 본 연구에서는 설명하지 않았지만 부부소득 연관성으로 인한 불평등을 이해하는데 주요 단서가 될 수 있다. 만약 자발적인 요인이 큰 작용을 한다면, 경제적 필요가 생길 때에는 고소득 남편의 여성들이 노동 시장에 참여하지만 경제적 필요가 줄어들 때에는 아내들이 노동시장에서 이탈하여 경제활동이 한국에서는 여전히 ‘경제적’ 목적 이외의 자아 성취 및 가정 내에서의 권력 획득과 같은 요인과는 거리가 멀다는 점을 시사하기 때문이다. 하지만 만약 고소득 및 중간소득 남편의 아내 노동시장 참여율이 낮아진 현상이 자발적인 요인 보다는 노동시장 환경으로 인한 외부 요인에 의해 발생하였다면, 노동시장 환경이 개선되면서 부부의 소득 연관성으로 인한 불평등도 변화가 미래에는 본 연구에서 제시한 것과는 다른 방향으로 나타날 수 있다.

본 연구에서는 남편과 아내의 근로 소득 정보만으로 동질혼의 가능성과 불평등도에 미치는 영향을 파악하였기에, 이러한 복합적인 분석을 시도하는데 한계가 있었다. 하지만 동질혼이 세대 내 및 세대 간 불평등을 고착화시키는 주요 요인으로 서구사회에서 주목받고 있다는 점과 본 연구의 범위를 넘어 교육 및 노동시장 환경에 따른 동질혼 양상에 대한 깊이있는 연구 주제가 아직 남겨져 있다는 점은 한국 불평등 연구에서 장기적인 관점으로 여전히 동질혼에 주목할 필요성이 있음을 뒷받침한다.

참고 문헌

- 구인회 · 임세희 (2007). 1990 년대 이후 도시근로자가구 소득불평등 악화의
요인분해-개인 근로소득 변화의 영향을 중심으로. 사회복지연구,
34(단일호), 5-27.
- 김문길. (2012). 우리나라 소득불평등의 양상과 대응전략. 보건복지포럼, 83-
96.
- 김수정 (2014). 연구논문: 1990 년대 말 경제위기 이후 기혼여성의
경제활동이 가구소득불평등에 미친 영향: 시뮬레이션 방법의 적용.
조사연구, 15(1), 93-122.
- 김영미 · 신광영. (2008). 기혼여성 노동시장의 양극화와 가구소득 불평등의
변화. 경제와사회, 77. 79-106.
- 김영미, & 한준. (2007). 금융위기 이후 한국 소득불평등구조의
변화. 한국사회학, 41(5), 35-63.
- 김용학, & 윤호영. (2013). 결혼시장에서의 가치 교환. 한국인구학, 36(3),
69-95.
- 박상우 · 김성환. (2013). 소득불평등 추이와 요인분해. 경제연구, 31(3), 77-
100.
- 반정호. (2013). 우리나라 소득불평등 실태와 재분배 정책의 효과. 노동리뷰,
62-75.
- 여유진 · 김태완. (2006). 한국의 소득불평등 동향과 정책방향. 보건사회연구,
26(1), 95-134
- 이병희 (2007), 노동시장 불안정이 소득 불평등에 미치는 영향,
경제발전연구 13 (2). 211-238
- 이병희. (2014). 노동시장 불평등과 가구소득 불평등. 보건복지포럼, 32-43.
- 이성균. (2008). 경제위기 이후 가구단위 소득 구성요소와 직업의 소득불평등
효과. 노동정책연구, 8(4), 119-146.

- 이성균, & 한준. (2007). 가구소득불평등과 직업구조. 한국사회학회 심포지움 논문집, 51-81.
- 이철희. (2008). 1996~ 2000 년 한국의 가구소득불평등 확대-임금, 노동공급, 가구구조 변화의 영향. 노동경제논집, 31(2), 1-34.
- 장지연 · 전병유. (2014). 소득계층별 여성 취업의 변화: 배우자 소득 수준을 중심으로. 산업노동연구, 20(2), 219-248.
- 장지연 · 이병희. (2013). 특집: 소득불평등 심화의 메커니즘과 정책 선택. 민주사회와 정책연구, 23 (단일호), 71-109.
- 정성미. (2007). 정규직의 사각지대. 노동리뷰, 26-37.
- 정진호. (2001). 최근의 소득불평등도 변화와 소득원천별 분해. 노동정책연구, 1-18
- Agresti A. (2009), "범주형 자료분석 개론", 박태성 이승연 역, 자유아카데미, 제 2 판
- Agresti, A. (2013). Categorical data analysis. John Wiley & Sons.
- Becker, G. S. (1974). A theory of marriage. In Economics of the family: Marriage, children, and human capital (pp. 299-351). UMI.
- Blackburn, M. L., & Bloom, D. E. (1994). Changes in the Structure of Family Income Inequality in the United States and Other Industrial Nations During the 1980s (No. w4754). National Bureau of Economic Research.
- Breen, R., & Salazar, L. (2011). Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States¹. American Journal of Sociology, 117(3), 808-843.
- Burtless, G. (1999). Effects of growing wage disparities and changing family composition on the US income distribution. European Economic Review, 43(4), 853-865.

- Buss, D. M., Shackelford, T. K., Kirkpatrick, L. A., & Larsen, R. J. (2001). A half century of mate preferences: The cultural evolution of values. *Journal of Marriage and Family*, 63(2), 491–503.
- Cancian, M., & Reed, D. (1998). Assessing the effects of wives' earnings on family income inequality. *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 73–79.
- Cancian, M., & Reed, D. (1999). The impact of wives' earnings on income inequality: Issues and estimates. *Demography*, 36(2), 173–184.
- Espenshade, Thomas. 1985. "Marriage Trends in America: Estimates, Implications, and Underlying Causes." *Population and Development Review* 11: 193–245.
- Esping-Andersen, G. (2007). Sociological explanations of changing income distributions. *American Behavioral Scientist*, 50(5), 639–658.
- Goldin, C. (2006). The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family (No. w11953). National Bureau of Economic Research.
- Goldscheider, Frances and Linda Waite. 1986. "Sex Differences in the Entry into Marriage." *American Journal of Sociology* 92:91–109.
- Gottschalk, P., & Danziger, S. (2005). Inequality of wage rates, earnings and family income in the United States, 1975–2002. *Review of Income and Wealth*, 51(2), 231–254.
- Harris, R. J., & Hedderson, J. J. (1981). Effects of wife's income on family income inequality. *Sociological Methods & Research*, 10(2), 211–232.
- Hyslop, D. R. (2001). Rising US earnings inequality and family labor supply: The covariance structure of intrafamily earnings. *American Economic Review*, 755–777.

- Iceland, J. (2003). Why poverty remains high: The role of income growth, economic inequality, and changes in family structure, 1949–1999. *Demography*, 40(3), 499–519.
- Jasso, Guillermina. 1987. "Employment, Earnings, and Marital Cohesiveness: An Empirical Test of Theoretical Predictions." Pp. 123–64 in *Status Generalization: New Theory and Research*, edited by M. Webster Jr. and M. Forschi. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Juhn, C., & Murphy, K. M. (1996). Wage inequality and family labor supply (No. w5459). National bureau of economic research.
- Kalmijn, M. (1991). Status homogamy in the United States. *American journal of Sociology*, 496–523.
- Lawler, Edward and Jeongkoo Yoon. 1993. "Power and the Emergence of Commitment Behavior in Negotiated Exchange." *American Sociological Review* 58:465–81.
- Lehrer, E., & Nerlove, M. (1986). Female labor force behavior and fertility in the United States. *Annual Review of Sociology*, 181–204.
- McLanahan, S., & Percheski, C. (2008). Family structure and the reproduction of inequalities. *Annu. Rev. Sociol.*, 34, 257–276.
- Maxwell, N. L. (1990). Changing female labor force participation: Influences on income inequality and distribution. *Social Forces*, 68(4), 1251–1266.
- OECD(2009) *Employment Outlook 2009*
- Oppenheimer, V. K. (1994). Women's rising employment and the future of the family in industrial societies. *Population and development review*, 293–342.

- Oppenheimer, V. K. (1997). Women's employment and the gain to marriage: The specialization and trading model. *Annual review of sociology*, 431–453.
- Park, H., & Smits, J. (2005). Educational assortative mating in South Korea: trends 1930–1998. *Research in Social Stratification and Mobility*, 23, 103–127.
- Raftery, A. E. (1995). Bayesian model selection in social research. *Sociological methodology*, 25, 111–164.
- Reed, D., & Cancian, M. (2001). Sources of inequality: measuring the contributions of income sources to rising family income inequality. *Review of Income and Wealth*, 47(3), 321–333.
- Schwartz, C. R. (2010). Earnings inequality and the changing association between spouses' earnings. *AJS; American journal of sociology*, 115(5), 1524.
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2005). Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 42(4), 621–646.
- Simkus, A. (1984). Structural transformation and social mobility: Hungary 1938–1973. *American Sociological Review*, 291–307.
- Smits, J., Ultee, W., & Lammers, J. (1998). Educational homogamy in 65 countries: An explanation of differences in openness using country–level explanatory variables. *American Sociological Review*, 264–285.
- Sweeney, M. M. (2002). Two decades of family change: The shifting economic foundations of marriage. *American Sociological Review*, 132–147.
- Treas, J. (1987). The effect of women's labor force participation on the distribution of income in the United States. *Annual Review of Sociology*, 259–288.

Abstract

Income Inequality and Association between Spouses' Earnings in South Korea

Lee Sunhwa

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

This paper aims to explore the effects of spouses' earnings association on household inequality in South Korea during the last 25 years. The growing spotlight on the influence of demographic elements in inequality studies, especially on the match-making pattern between potential spouses is an important research subject in Western countries. The fact that growing number of married women is participating in the labor market and both women and men now prefer to have partners with strong economic capabilities indicate this is an important research subject in Korean as well. I explore the influence of association between the husband and wives' earnings have on inequality.

To better analyze the impact of couples' earning association, I decompose the association into three dimensions. First, I would see if there are increases in the association between dual-earner couples' earnings. Second, the relationship between husbands' earnings and the

odds that wives work is considered. Lastly, the mere increase of dual-earner couples is separately counted. I use log-linear models and Household Survey Data from 1990 to 2014. Log-linear models enable me to interpret each element's contribution to inequality in a counterfactual way.

The results show that changes in the association explain inequality from 1.67% to 14.21%, depending on how you measure inequality. Not surprisingly, the negative relation between husbands' earnings and the odds that wives work do not appear yet in Korea. This element largely offsets the other two elements' influence.

Overall, the association between spouses' earnings has not been putting serious threats on household inequality at least for the last 25 years. However, the results do not degrade the necessity to monitor its future influence. The stagnant economic situation and the growing preferences for high earnings spouses, regardless for men and women, still indicate the potential threat it could pose to inequality in the long term.

Key words : assortative mating, income inequality, women's labor market participation

Student Number : 2011-20139